Employment Insurance

The Impact of EI on Those Working Less than 15 Hours per Week

by Arthur Sweetman
Victoria University

Evaluation and Data Development

Strategic Policy

Human Resources Development Canada
Développement des ressources humaines Canada

Canada

SP-AH137-03-00E

102-06045/

The Impact of EI on Those Working Less than 15 Hours Per Week

Final Report

Prepared for:
Strategic Evaluation and Monitoring
Evaluation and Data Development
Strategic Policy
Human Resources Development Canada

Prepared by:
Arthur Sweetman
University of Victoria

November 2000

SP-AH137-11-00E

Acknowledgements

Thanks to Tom Crossley, Jane Friesen, David Green, Alice Nakamura, Anne Routhier, Tom Siedule, Lars Vilhuber, and Ging Wong for EI discussions, and to Gordon Dicks for research assistance.

Table of Contents

Abstract i

1. Introduction and Background 1

2. Analysis Using LFS Data 5
- 2.1 LFS — Introduction 5
- 2.2 LFS — The Redesign and a Reduction in Hours "Heaping"? 6
- 2.3 LFS — Multiple Job Holding 7
- 2.4 LFS — Hours of Work 8
- 2.5 LFS — New Jobs 11

3. Analysis Using COEP Data 15
- 3.1 COEP — Introduction 15
- 3.2 COEP — The Tricky Question of Hours 16
- 3.3 COEP — Changes in Eligibility 16
- 3.4 COEP — Changes in Entitlement 19

4. Discussion 23

Biographical note 25

Bibliography 27

List of Tables

Table 1 Changes in Response "Heaping" at Multiples of Five (% of Respondents who Reported Having Worked a Multiple of Five Hours per Week).....27

Table 2 Percentage of Workers Holding Multiple Jobs.....28

Table 3 Percentage Working Less Than 15 Hours, High Risk Groups.....29

Table 4 Percentage Working Less Than 15 Hours by Province.....30

Table 5 Hours Distribution for Workers Working <15 Hours/Week, Splitting the Sample at the Minimum Required for EI.....31

Table 6 Hours Distribution for Workers Working <15 Hours/Week, Splitting the Sample at the Minimum Required to Qualify for EI — by Region.....32

Table 7 Hours Distribution 15-30 and Over 30 hours, by Risk Group.....33

Table 8 Hours Distribution 15-30 and Over 30 Hours, by Province.....34

Table 9 New Jobs (<1 month) That Are Less Than 15 Hours per Week.....35

Table 10 New Jobs (<1 Month) of All Hours.....36

Table 11 New Jobs (<1 Month) That Are 15-30 Hours per Week.....37

Table 12 New Jobs (<1 Month) That Are Greater Than 30 Hours per Week.....38

Table 13 Percentage of New Jobs (<1 Month) to All New Jobs by Hours Category.....39

Table 14 New Jobs that Have Ended; Focus on the Currently Employed.....40

Table 15 COEP Survey and ROE Hours Comparisons, Cohorts 7, 8 and 9.....42

Table 16 COEP Survey and ROE Hours Comparisons for Jobs Entirely in the EI Regime, Cohorts 7, 8 and 9.....43

Table 17 COEP Survey and ROE Eligibility Comparisons for Jobs under the UI and EI Regimes, Cohorts 7, 8 and 9.....44

Table 18 Eligibility Transitions by Province, COEP, Cohorts 7, 8 and 9 45

Table 19 Eligibility Transitions by Sex, COEP, Cohorts 7, 8 and 9 46

Table 20 Eligibility Transitions by Age, COEP, Cohorts 7, 8 and 9 47

Table 21 Eligibility Transitions by Education, COEP, Cohorts 7, 8 and 9 48

Table 22 Eligibility Transitions by Marital Status, COEP, Cohorts 7, 8 and 9 49

Table 23 Eligibility Transitions by Household Type, COEP, Cohorts 7, 8 and 9 50

Table 24 Eligibility Transitions by Ethnic Affiliation, COEP, Cohorts 7, 8 and 9 51

Table 25 Eligibility Transitions (Coefficients and Standard Errors), COEP, Cohorts 7, 8 and 9 52

Table 26 Summary of Entitlement Changes, COEP, Cohorts 7, 8 and 9 54

Table 27 Summary of Entitlement Changes Removing 50 to 45 Week Maximum Change, COEP, Cohorts 7, 8 and 9 55

Table 28 Entitlement Change Regressions (Coefficients and Standard Errors), COEP, Cohorts 7, 8 and 9 56

List of Figures

Figure 1 Canadian Unemployment Rate (1976–1998) 4

Figure 2 Actual Changes in Entitlement 20

Figure 3 Changes in Entitlement (excludes the 50 to 45 week maximum entitlement effect) 21

Abstract

The goal of this study is to look for any changes in the distribution of the hours of jobs in the economy that may have resulted from the move from Unemployment Insurance (UI) to Employment Insurance (EI). It also quantifies the changes in benefit eligibility and entitlement that followed from the same policy change. The key aspects of the legislation that are the focus of the study are the movement to a system that, first, uses hours as the unit of account, and second, increases coverage to include low hours jobs. Implicit in the coverage of low hours jobs is the possibility that jobs can be combined to be eligible for EI benefits in ways that are not possible under UI.

This move meant that starting January 5th, 1997, all paid workers were covered by EI. In contrast, under the previous UI legislation only jobs of more than 15 hours per week, or with earnings over a specified amount (the amount varied over time, but was about $150–163 in the period around the change) were covered. UI created a distortion in the labour market arising both from obtaining the value of coverage, and from increasing the price of labour because of premium payments as weekly job hours crossed this coverage threshold point. EI eliminated this distortion.

This study uses the Canadian Labour Force Survey (LFS), and the 1996 Canadian Out of Employment Panel (COEP) survey combined with Human Resources Development Canada (HRDC) administrative files, to explore labour market changes resulting from the legislation. The two surveys are quite different in their sampling frame and measure very different aspects of the labour market. The LFS is a cross-sectional survey of the population and as such is a "stock" survey that permits an analysis of the labour force's behaviour and composition, but it does not measure the "flow" of job separations very well. The COEP, however, does exactly this, and is an excellent source of information on movements across jobs and labour force states.

A few caveats must be borne in mind when interpreting the observations contained in this report. First, only a short amount of time has passed since the legislation was enacted, and some aspects of the EI Act were phased in over an extended period. This study's findings can, therefore, only be seen as measuring the short-run impact of the policy change. Second, a single aspect of the legislation may induce opposing reactions from different "worker-firm" pairs with some increasing their hours, and others decreasing them, but all that we can observe is the net macroeconomic effect. In as much as this net effect is the result of underlying movements in different directions, we may be missing the impact on individuals. Third, there was a marked improvement in the economy across the two policy periods that may confound some of the results slightly. Finally, the Bill itself is a very complex piece of legislation that reforms many aspects of the UI/EI system. A particular element of the reform might induce a reaction in one direction, while another element could cause the opposite effect. Once again, given the nature of the data available, only the net effect will be observable.

Summary of Findings from the LFS Data

Multiple Job Holding

There is no observed change in multiple job holding for men. There is no observable change for women overall, but women in industries with high rates of part-time employment may have experienced a small increase in multiple job holding.

The Hours Distribution of All Jobs

For men outside of the Atlantic region there appears to have been a small decrease in jobs under 15 hours per week that is coincident with the UI-EI transition. There is also a concomitant increase in the percentage of jobs over 30 hours. No change is observed for women.

The Hours Distribution of New Jobs

New jobs (less than one month old) might be a margin on which firms and workers can react to the legislation quickly. For both sexes there is a drop in the percentage of new jobs that are less than 15 hours per week across the UI-EI transition period, and an increase in the percentage that are over 30 hours per week. There is, therefore, some evidence, although it is limited given how recently the policy change occurred, that over time the weekly hours of work distribution will shift to fewer low hours jobs in reaction to the policy change.

Summary of Findings from the COEP Data

Eligibility

1) About 5.1 percent of all job separators who are ineligible for benefits under UI become eligible under EI, while 2.8 percent of all job separators become ineligible.

2) Women, and youth (<25), are about 2-3 percent more likely to be in *both* the groups that experience an increase and a decrease in eligibility than males, or other age groups.

3) There are also differences across provinces with workers in the Atlantic provinces being 2-8 percent more likely to become eligible among those who are eligible, and 1–2 percent less likely to become disqualified among those who are disqualified. Those in the Territories, on the other hand, are about 4 percent less likely to become eligible among those who become eligible as a result of the policy change.

Entitlement

1) Entitlement changes are summarized for various job types. Some workers experience large reductions in entitlement, while others experience large increases as a result of the policy change. On average, however, there was only a slight reduction in entitlement, about 0.3 weeks.

2) The entitlement changes resulted from two distinct aspects of the EI reform — the move to hours and the reduction in the maximum weeks of entitlement from 50 to 45 weeks. A counterfactual is, therefore, performed that isolates the effect of the hours change. In the absence of the maximum benefit reduction, average entitlement increases, rather than decreases, by an average of about 0.4 weeks as a result of the move to an hours based system with first hour coverage.

3) Women experience a reduction of about 2.2 more weeks of entitlement than men under the EI policy relative to the UI one. Further, workers with post-secondary education experience, on average, an entitlement decrease of about a week and a half more than those whose highest level of education is a high school degree, and about 2 weeks more than those with less than a high school degree. Older workers (>55) also have, on average, about 1.7 weeks greater reduction in entitlement than others. The impact across provinces appears to be quite even except for a small increase in average relative entitlement in PEI, and a small reduction in the Territories. These small average entitlement changes across identifiable demographic groups suggest that the very large changes in entitlement observed for a small percentage of job separators are spread relatively even across the same groups.

Overall, it appears that there have been many small changes in the distribution of hours, and in the nature of new (low tenure) jobs that are coincident with the onset of EI. While the UI-EI transition is likely associated with many of these effects, interpreting them as resulting exclusively from the UI-EI transition may not be correct given the lack of controls for changing business cycles across the regimes.

The eligibility and entitlement results, mentioned above, are clearer. The UI-EI transition has had very diverse impacts, imposing costs (both large and small) on some individuals and bringing benefits to others. Overall, those who become eligible outnumber those who become ineligible, and overall, the hours portion of the UI-EI transition is associated with a small increase in entitlement.

Finally, the measured responses to, or effects of, the policy changes need to be put into perspective. Relative to the entire labour force every one of them is small. But, for the subgroups involved, especially workers whose weekly hours are close to the former UI coverage "cutoff" of 15, the changes can be quite large.

1. Introduction and Background

Restructuring the Unemployment Insurance (UI) system to create the Employment Insurance (EI) system represents a profound structural change to one of Canada's largest and most well known social programs. There are many interrelated elements to the reform, but the focus of this paper, and one of the more striking changes, is the move from a system based on weeks to a system based on hours with a concomitant increase in coverage. This move meant that starting January 5th, 1997, all paid workers were covered by EI. In contrast, under the previous UI legislation only jobs of more than 15 hours per week, or with earnings over a specified amount (the amount varied over time, but was about $150–163 in the period around the change) were covered. This created a distortion in the labour market arising both from gaining the value of UI coverage, and from increasing the price of labour because of premium payments, as weekly job hours crossed this coverage threshold point. EI eliminated this distortion. The increase in coverage might be expected to alter the outcomes observed in the labour market, in particular the distribution of hours worked, as workers and firms react to the changes. It also clearly alters many workers' benefit eligibility and their duration of benefit entitlement. This arises not only because of the introduction of these newly covered jobs, but also because of the way these jobs are combined with each other and with UI covered jobs. See Nakamura and Diewert (1997), and the references cited therein, for a discussion of the history and rationale for the recent reforms.

Changes to the UI system in previous years have provided substantial evidence that workers and firms, within limits, alter their behaviour to accommodate changes in UI policy. For example, Green and Riddell (1997), and Kuhn and Sweetman (1998a) found that the duration of many jobs that are at the entrance requirement adjust when the UI entrance requirements change. Further, Green and Sargent (1998) found that some seasonal jobs appear to be tailored to the system's parameters, and Kuhn and Sweetman (1998b) observed that when those who quit without just cause were disqualified from benefits, the quit rate was reduced. However, these same studies have also observed no behavioural response to other UI parameter changes, and substantial heterogeneity in responses across various subgroups of the population. For example, despite finding the response to movements in the entrance requirement just mentioned, Kuhn and Sweetman (1998a) observed no change in job durations following large reductions in benefit entitlement for jobs with weeks of work beyond the entrance requirement. Further, while Kuhn and Sweetman (1998b) found a response in the quit rate to the disentitlement of voluntary quitters, the response only occurs for women and young men, and no change in behaviour is observed for prime age males. The message from these studies is that we cannot always predict how the labour market will respond to a given policy change and we need to try to quantify it empirically. Further, we need to recognize that the response may not be uniform across the population. This study is such a measurement exercise. It will first describe the distribution of hours before and after the introduction of EI, looking for differences across the policy regimes at the macroeconomic level, and subsequently

look at movements in the distribution of benefit eligibility and entitlement following from the reform.[1]

Moving to an hours based system with coverage for all hours worked from a weeks based system where low hours jobs were not covered, reduces distortions to the labour market. For example, a "15 hour job trap" may have developed to avoid paying UI premiums. Thus, full-time jobs may replace part-time ones since the insurance premium induced cost difference has been eliminated. Alternatively, firms may have previously increased their weekly hours beyond the desired level, to the 15 hour mark, to allow workers to obtain benefits. Hours of work may, therefore, change quite generally around the 15 hour mark, and it remains an empirical issue to determine the net impact of the new policy.

The new "eligibility" hours thresholds may, however, become important under EI. These thresholds (or eligibility cutoffs), which vary across EI regions, were implicitly introduced by the new legislation. While all hours of work now pay the EI-premium, "very low hours" jobs will never be eligible to claim since a person working in such a job, in the absence of additional jobs, could never obtain sufficient hours to meet the entrance requirement. Individuals earning less than $2,000 per year will have their premiums refunded through the tax system. However, for example, at a minimum wage of $7 per hour this implies only about 285 hours of work whereas the minimum required to obtain benefits is between 420 and 700 depending upon the EI regional unemployment rate. Thus, some workers will pay benefits, but remain unable to collect benefits despite the refund. This might induce a move away from very low hours jobs, and/or it might encourage dual job holding by those in very low hours jobs. Obviously, this issue affects both labour supply and labour demand.[2]

Multiple reactions to the move from UI to EI might be expected. For example, firms may alter their capital to labour ratio (reduce worker hours) since the price of labour below 15 hours per week has increased. However, the introduction of EI might also allow premiums to be reduced which would have the effect of decreasing employment costs and increasing employment. Second, firms may be induced to hire fewer workers for more hours per week to reduce training costs and other fixed per worker costs now that low hours workers are more expensive than under UI. Third, workers must now combine multiple jobs in ways not previously possible to claim EI benefits. This will allow some workers to initiate claims that would not previously have been eligible for benefits, but it will also reduce the benefits for which other workers are eligible, and increase the benefits of yet others who were previously eligible. Thus, the way workers value a job may change, and this supply effect may alter hours and wages on a job.

---

1 This study will not look at the question of the take-up of benefits, or the duration of benefit receipt, since these are the subject of another report.

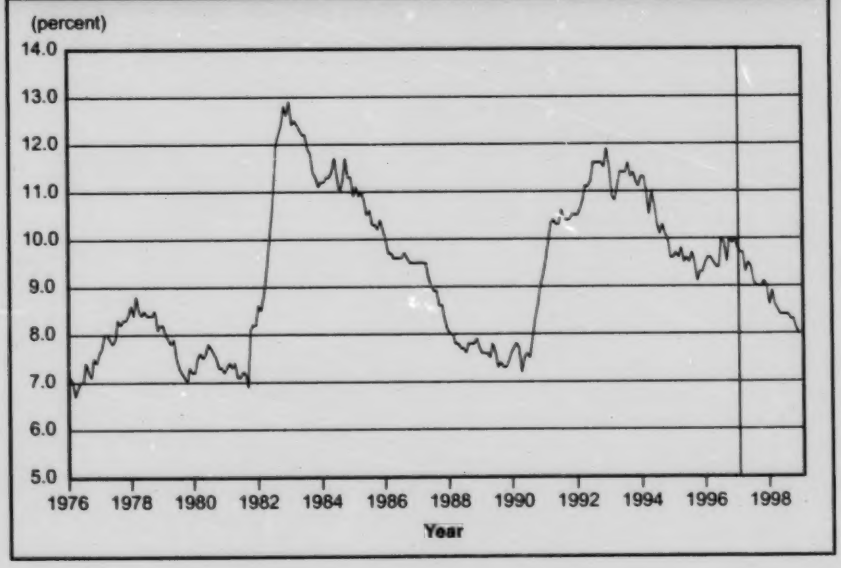
2 For the first year under Bill C-12, individuals earning less than $2,000 per year will have their premiums refunded, and employers in small firms experiencing an increase in their premium payments as a result of the changes will have a portion of their premiums refunded in 1997 and 1998. These compensatory acts may serve to substantially slow down any behavioural changes resulting from the legislative changes.

Given the nature of the new rules regarding combining jobs, the benefit rate reduction that results from averaging in low pay jobs provides a strong disincentive to workers to obtain these types of jobs if they have "better" (higher wage) jobs in the qualifying period.[3] Once this disincentive was recognized, however, Human Resources Development Canada (HRDC) introduced two pilot projects to test alternative methods for alleviating it. The potential impact of this on the observed results is discussed below.

One caveat that must be borne in mind is that only short-run impacts of the EI changes can be studied given the timetable for evaluation. While an effort will be made to determine if any "learning" has occurred as workers gain experience with the new system, it is likely that any such learning will not be observable until at least 2 full years following the introduction of the change (i.e. January 1999 — with data not becoming available until up to a year after that). Of course, this caveat applies to the evaluation of many aspects of the new legislation.

Another caveat is that business cycle conditions were changing across the UI-EI transition. As can be seen in Figure 1, which plots the unemployment rate over time with a vertical line at the UI-EI change in hours policy in January 1997, there was a marked improvement in the economy in the EI period relative to the UI one. Some of the phenomena discussed in this study might be caused by the changing labour market conditions rather than the legislative change. Some attempt is made to differentiate between these two issues, but the data restrictions for doing so are quite severe.

FIGURE 1
Canadian Unemployment Rate
(1976-1998)



3 Note that EI legislation also increases the maximum allowable earnings while on a claim. Thus, in the aggregate, any reduction in small jobs by those who are about to claim EI benefits may be at least partly offset by an increase in small jobs by those receiving EI.

Finally, various aspects of the EI Act might have opposite impacts on the hours distribution. In our case, the most important related change is probably the increase in the disregard — that is, the amount of earnings that a person collecting EI can obtain before they are taxed back at 100 percent. The increase might be expected to increase workers' ability and desire to obtain odd jobs while obtaining benefits.

This study uses the Canadian Labour Force Survey (LFS) and the Canadian Out of Employment Panel (COEP), combined with HRDC administrative files, to explore labour market changes resulting from the legislation. The two surveys are quite different in their sampling frame and measure very different aspects of the labour market. The LFS is a cross-sectional survey of the population and as such is a "stock" survey that permits an analysis of the labour force's behaviour and composition, but it does not measure the "flow" of job separations very well. The COEP, however, does exactly this and is an excellent source of information on movements across jobs and labour force states. Additionally, the COEP also surveys individuals twice and therefore, has a panel component lacking in the LFS design. I will first use the LFS to look at the distribution of hours, multiple job holding and the like among the population, and then I will turn to the COEP to look in more detail at the characteristics of and implications of EI for job separators.

2. *Analysis Using LFS Data*

2.1 LFS — Introduction

One must be very careful using the Labour Force Survey (LFS) for an analysis of the introduction of Employment Insurance (EI). The LFS was revised substantially in 1996–1997 and, unfortunately, the changes coincided almost exactly with the change from the Unemployment Insurance (UI) system to EI. For my purposes, the most important issue is that the "usual hours" question experienced a "break in concept." (I thank Natalie Caron and Debra Sunter of Statistics Canada for explaining the implications and details of these changes to me). In general terms, the "new" LFS was phased-in late in 1996. In September 1996, the first rotation group was given the new questionnaire, while the five continuing rotation groups, which had already responded to the older questionnaire, continued using it. As subsequent new rotation groups were added in successive months, the fraction using the new LFS questionnaire increased. January 1997 was the first month that the new survey instrument was in use by all six rotation groups. My sample was selected to completely miss the LFS phase-in period.

During the LFS phase-in period, varying fractions of workers were asked different questions, but the public-use-data *does not identify* who was asked which question and the data is unusable for some of the purposes of this study. Further, before and after comparisons using the desirable "usual hours" question are not feasible even outside the phase-in period since the question changed from asking about hours of any kind (e.g. paid and unpaid) to asking only about paid hours. (Although there are additional questions in the new LFS, it would be unrealistic to believe that simply adding up various component parts of the new LFS would allow the "old" LFS response to be recovered). In general, although the LFS remains a crucial data source that can still be used to look at many issues, great care is required because the timing of the LFS redesign coincides so closely with the UI to EI transition.

Fortunately, the "actual hours" question (which includes regular and over-time hours) in the survey was not changed in the revision of the LFS and it can be used to look for changes resulting from the legislation. However, it does not provide as much information, and great care must be used to ensure that there are no holidays (e.g. Remembrance Day in November which is a holiday for some workers) in one month's survey week and not another's, or else spurious findings might result. Eight LFS surveys are used to conduct this evaluation: four prior to January 1997, and four following it. The eight are the February and June public release samples from 1995 through 1998. Note that these public release samples do not contain information on UI or EI regions, and the geographic unit of analysis is, at best, the province. However, given that this study looks at workers in jobs that are less than 15 hours per week, which is a small fraction of the labour force, we combine some provinces into regions to increase the sample size. While this is unfortunate on some dimensions, a preliminary analysis of the data showed it to be necessary.

Seasonality is controlled for by "matching months". February and June were selected from the small set of months with no holidays near their middle when the LFS reference week occurred, and they allowed for very different seasons to be observed. They are also far enough apart from each other that the LFS sample is largely composed of different people. Additionally, one of the surveys is situated between the introduction of the two "small weeks" pilot projects (described in more detail below) which started on May 4, 1997, and August 31, 1997.

Given the nature of the data and the limited number of months available, no attempt is made to control for the business cycle using econometric techniques, but some simple comparisons across various groups can provide some evidence of cyclical effects.[4] There is, as mentioned earlier, a substantial change in business cycle conditions across the comparison months.

Given that I am looking for small changes, I aggregate the hours distribution and look at large ranges of it, so that the power of my tests is large. This also avoids some problems because of "heaping".[5]

2.2 LFS — The Redesign and a Reduction in Hours "Heaping"?

An important precursor to using the LFS for this study is to explore any instability in the distribution of hours across the periods which encompass the UI-EI change that are attributable, at least potentially, to the LFS redesign. An obvious important issue is the way in which "actual hours" are reported. Even though the question did not experience a "break in concept", it seems feasible that the redesign may have altered the way in which people responded to the questions. Looking at histograms and tabulations (not shown) of the hours reported in the "actual hours" question, it appeared that the distribution was "smoother" after the change with fewer responses ending in 0 or 5, (i.e. 5, 10, 15, 20 ...). This may be the result of less "rounding" or "heaping" to nice numbers as a result of the redesign, or it may follow from program changes, or both. If there has been a change in rounding, this will likely affect any inferences regarding changes in hours around 15. To get some understanding of the importance, and statistical significance, of the observed reduction, Table 1 presents some simple summary statistics.

This table has a format that is common to those that follow. In the upper portion, summary statistics for the months prior to the January 1997 legislation changes are presented. Below that are the four months in my sample window following the implementation of

---

4 Cross-sectional differences in, for example, unemployment rates across provinces are unlikely to provide an adequate control for the business cycle effects that are of concern in this case, and may even induce spurious results. To consider business cycle effects, movements in hours from a similar point in an earlier business cycle, say around 1986–87, or 1982–83, would have to be econometrically compared to the current findings, but that is beyond the scope of this study.

5 "Heaping" is a commonly encountered phenomenon in several areas of empirical work. For example, age "heaping" — where respondents report not their true age, but round to a close convenient number, typically an even number, or a multiple of five — is a problem for demographers.

the legislation. At the bottom are *p*-values from a series of *t*-tests (statistical tests to determine the probability the observed difference in outcomes occurred by chance) that look for differences between the month indicated in the post-EI period and the pooled sample (two LFS surveys) from the same month (February or June) prior to the change. A *p*-value (probability value) is the smallest level of significance for which the test statistic value results in a rejection of the null hypothesis. For example, if a test was significant at *exactly* the 5 percent level, then the *p*-value would be 0.050. It is the value that one would obtain, for a given *t*-statistic, from a very detailed "*t*-table". Simply stated, a *p*-value of 5 percent indicates that a difference in outcomes, at least as extreme as that observed, would happen by luck only 5 percent of the time, so the observed estimate of a change is likely to be "true". A smaller *p*-value indicates greater confidence that a "true" change has occurred. Unless otherwise indicated, all the tests are two-sided.

In Table 1, the value of, for example, 68.09 as presented in the upper left hand corner, indicates that 68.09 percent of employed men who responded to this question are recorded as having worked (5, 10, 15, 20 ...) hours per week. As can be clearly seen from the table, for both men and women, and for a variety of ranges of the hours distribution, there has been a substantial reduction in individuals reporting such "rounded" numbers. Each sex reports approximately 5 to 8 percentage point drops in the fraction who work some multiple of 5. While clearly a large percentage of the workforce do work a number of hours per week ending in 0 or 5 (especially 40 hours per week), the change is notable. Focusing on the 15 hours mark, there is a small decrease in the percentage reporting exactly 15 hours, but the percentage reporting 13 or 14, and 16 or 17 hours has an inconsistent pattern with some post-EI months being above, and some below, the pre-EI levels. Some of these heaping reductions may reflect an actual change in hours prompted by the UI-EI transition, but much of it may result from the survey redesign. Since it happens for many different hours categories, and since I cannot see a similar change in the Canadian Out of Employment Panel (COEP) (results not shown), I suspect that most of the decrease in multiples of five results from the LFS redesign, although the mechanism is not clear. In what follows the hours categories are selected with this in mind, and this phenomenon supports looking at large portions of the hours distribution rather than individual hours categories.

2.3 LFS — Multiple Job Holding

EI causes jobs to be combined to obtain benefits in ways not previously possible. In particular, it allows for jobs not previously eligible to be combined with either similar jobs, or ones that were previously eligible. This might alter multiple job holding patterns where multiple job holding refers to jobs held simultaneously. Table 2 looks at gross job holding rates for different subcategories of the employed. Men and women are analyzed separately, as are subgroups of each where the subgroups are selected because they are potentially more sensitive to the change than is the average worker. Given the nature of the data, large changes for certain subgroups might not be statistically observable in the data for the entire population.

In this, and subsequent similar tables, the subgroups are youth (<=24 years of age), high part-time industries (industries with greater than 15 percent of workers working less than 20 hours per week),[6] and low tenure workers (6 months or less on the job). Further, the upper part of this table looks at all jobs, while the lower part looks at combinations of part-time jobs (i.e. at least two jobs under 30 hours). Although the sample size for each statistical test is reflected in its *p*-value, I want to give some sense of the sample size for each month as an independent piece of information. However, presenting all of the numbers makes this table (and those that follow) very bulky. Therefore, rather than present the sample size for each month that is part of a series of statistical tests, I present the "mean" of the months involved. Since the monthly LFSs are roughly the same size, the "mean N" is not very different from the sample size for each month.

While there are some occasional low *p*-values in Table 2, this is not unexpected given the large number of tests being performed, and there is no apparent change in multiple job holding rates for men. For women, while there is little evidence of change overall, those working in high part-time industries have experienced a small increase in multiple job holding that is coincident with the UI-EI transition. These female high part-time industry workers appear to have experienced a small, but statistically significant, increase in multiple job holding.

2.4 LFS — Hours of Work

Tables 3 to 8 look at the percentage of jobs in crucial hours categories for first, the entire population of each sex and various subgroups that I believe might be more affected by the legislation, and second, different regions. It must be stated, at the outset, that arguments (theoretical predictions) might be made for a variety of movements in weekly job hours in different directions for different reasons by workers and firms across the hours distribution as a result of the UI-EI legislative change. Under UI, jobs might have been constrained below 15 hours to avoid paying premiums. Other workers and firms may have previously set weekly hours to be 15 or greater per week in order to obtain coverage, but may have shifted to a job less than 15 hours per week since coverage is now maintained. Further, the variance in hours per week, around 15, might increase since workers are no longer confronted with the problem of obtaining and losing EI coverage from week to week as hours fluctuate. Of course, it takes time for workers and firms to learn how the new rules operate and then adjust. As mentioned, only the net short run effect can be observed for each group. It must be borne in mind that this may be the sum of flows in different directions, and learning may occur so that the long run impact might be quite different from the short run effect.

---

6 Using the LFS categories, the industries are: Agriculture, Retail Trade, Religious Organizations, Amusement and Recreational Services, Personal Services, Accommodation and Food Services, and Miscellaneous Services. We use 20 as our "cutoff" because we want to capture industries with a high percentage of workers near the 15 hours per week mark, rather than strictly below it since, in principle, firms and workers may increase or decrease hours for jobs around 15 hours per week.

Table 3 looks at the percentage of employment that is strictly under 15 hours (<15 hours). Overall, for men, there is a statistically significant decrease in the fraction of jobs less than 15 hours in both of the June samples, but not in the February ones. Similar observations can be made for the youth and high part-time industry subgroups. The low tenure subgroup has similar results for June, but the February 1998 difference is also marginally statistically significant. The magnitude of these changes depends upon one's perspective. The reductions are quite small relative to employment as a whole. For example, between June 1995 to June 1997, the percentage of male employment that is less than 15 hours drops from 4.29 percent to 3.49 percent; thus, the level is quite small. For this group of low hours workers, however, this represents a ([3.49-4.29]/4.29=) 18.6 percent decrease, which many would consider quite large. Notice that the effect does not seem to occur until after February 1997; it seems credible that there was a lag in the response to the legislation, perhaps due to learning.

In contrast to the men's sample, while most of the months after February 1997 have post-EI rates that are below the pre-EI ones for women, almost none are statistically significant. This is not a definitive statement that no change has occurred for women; rather any change that may have occurred is either small or difficult to detect in our data, or slower than that of men. Alternatively, as with the men, there may be gross movements in different directions, but all we can see is the net macroeconomic effect. It may simply be that the gross increase, and the gross decrease, for women more closely "balances" than that for men, and since this study can only measure aggregate macroeconomic changes, we see little.

Recall also that the disregard amount was increased under EI, and that this can, in principle, also have an ambiguous effect since at the new higher level some workers might be able to work more than 15 hours per week while collecting EI benefits. Others, with a lower benefit rate, or higher hourly wage, would not be able to work more than 15 hours, but might be more likely to work given the increased range of jobs that are possible while on EI as a result of the higher disregard. Thus, the disregard may also be driving some of the observed changes. In general, we cannot distinguish which aspect of the EI policy change is inducing the observed aggregate change for men, or may be acting to affect women. However, if the disregard is an important factor in decreasing hours below 15, then we would expect to see an increase in the number of workers working just over 15 hours per week since there is a limit on how many hours a person on EI can work. No increase in the percentage of workers working just over 15 hours is observed though (as will be seen in Table 7). This suggests that the observed fall in the percentage of workers working under 15 hours occurs, despite the increase in the disregard threshold, encouraging low hours jobs.

Further, while the results for men and women appear to be quite different, it is possible that the counterfactual implicitly employed is incorrect. Given the changes in the unemployment rate observed in Figure 1, there is an obvious improvement in the economy across the periods being considered. Perhaps an improvement is associated with an increase in the percentage of low hours jobs. In the absence of the legislation, the percentage would be increasing so the observed stability, or small decrease for men, might

in fact represent a larger net impact of the legislation than is initially evident. Of course, the reverse might also be true. This remains a question for future work.

Continuing with the less than 15 hours per week category, Table 4 presents rates by province. The results here are more mixed for men, but it is clear that the reductions that are being observed are occurring in Quebec and the western regions, and they are not occurring in the Atlantic provinces for men. There continues to be no statistically significant reductions for women.

Table 5 breaks jobs of less than 15 hours per week into two groups: those above the "cutoff" number of hours required (based on the provincial average) to obtain EI (if the job was kept for 26 weeks), and those below it (very low hours jobs). Workers with only one job, and a job with hours that are low enough that they would never on their own generate enough hours to sustain an EI claim, might have a quite different behaviour than those with jobs with more hours. Of course, since EI regions cannot be identified in the data, the "cutoff" must be based on the provincial average. Since there are large differences within provinces, the estimate is very coarse, but it still provides substantial information. The results for women show reductions in the months beyond those immediately following the change, but they are uniformly small and statistically insignificant.

For men, almost all of the reduction is seen to come from very low hours jobs rather than those immediately below 15 hours, except for jobs with low tenure suggesting that new jobs might be adjusting differently. Results by province are presented in Table 6 and they conform to those described earlier. Most of the statistically significant declines occur outside the Atlantic provinces, and for very short hours jobs. This has important implications for our understanding of the movements in the hours distribution. It does not appear to be primarily jobs bunched just below 15 hours that are most affected, but jobs that are, for example, five or eight hours per week (e.g. 1 day per week, or one shift per week). These workers are mostly below the "cutoff" and will never be able to accumulate enough hours to meet the EI entrance requirements unless they combine multiple jobs and the other job has higher hours. (Recall from Table 2 that there has been no increase in multiple job holding though). Of course, in the first two years of EI, workers with annual earnings below $2,000 obtain a refund on the EI premiums, so the initial effect is muted.

Tables 7 and 8 document similar statistics for 15-30 (>=15 and <30) hours per week jobs, and 30 or more hours per week (>=30) jobs. Almost no changes are evident for the 15–30 hours group. (The reduction in the percentage of jobs below 15 hours observed above is, on average, therefore, not a movement to job lengths just above 15 hours). But, as seen in Table 7, the percentage of jobs over 30 hours, especially low tenure (i.e. new) jobs for men, does appear to increase after the policy change. The results in Table 8, by province, do not indicate changes that are large enough to measure in the Atlantic region, however, there are scattered increases outside of the Atlantic provinces for men in the 30 plus hours group.

Overall, it appears that in comparing the pre- to post-EI periods that there has been a move away from very low hours jobs, to jobs over 30 hours per week for men. Perhaps a number of very small hours jobs are being combined, under EI, to become a single full-time job. Women show a much smaller response. Of course, as shown in Kuhn and Sweetman (1998), the job separation rate of men is substantially above that of women, so they might be more strongly affected by the legislative change. Caveats remain though. Given that business cycle conditions were changing across this period, more work is required to establish the correct counterfactual for evaluating the observed differences. Also, many of the changes are most obvious in the short tenure category, which suggests that in the longer run these changes may become more pronounced.

2.5 LFS — New Jobs

This subsection explores the empirical magnitude of any changes in the distribution of new jobs that occur across the pre- and post-EI periods. Looking at new jobs is quite important since it might give some indication of what the long run impacts of the legislation will be if this is a margin where firms and workers are especially flexible. Workers and firms who agreed on hours and other work arrangements prior to the UI to EI regime change might be slower to adjust to the change than workers and firms beginning new employment relationships. Further, as time passes following the introduction of EI, firms and workers might learn more about the new system and adapt. "New jobs" are defined to be jobs starting in the month prior to the survey. Several different hours ranges, stratified by geographic region, are studied in this portion of the analysis.

The concept of new jobs is closely allied with the rate of job creation more generally (and with the "low tenure" subgroup explored in earlier tables), but like other aspects of this macroeconomic analysis, multiple underlying influences might be operating. In addition to the removal of the "15 hour job trap", once again the disregard rule could have an impact on the findings. Further, as Bill C-12 was originally passed, there was a disincentive to take short low wage jobs if a person was planning on claiming EI based on a higher wage job. This aspect of the legislation was later adjusted by the implementation of two pilot projects to test alternative ways of eliminating this disincentive.[7]

---

[7] Following the introduction of EI, some individuals and communities expressed a concern with the reduction in benefits that resulted from EI, unlike UI, requiring (typically short duration) low hours, low pay jobs to be "averaged in" in the benefit calculation. Under Bill C-12 as originally passed, workers who anticipate that they will claim EI have an incentive to avoid jobs that will reduce the value of the claim. As a result, Human Resources Development Canada (HRDC) instituted two "Small Weeks" adjustment projects which together covered 29 high unemployment rate regions (more detailed information on these projects can be found in HRDC's Circular 97-5 issued in April 1997). One of these pilot projects allowed "Small Weeks", defined as weekly pay below $150 (see 1.5.1 in the circular for more details), to be bundled, while the other allowed them to be excluded. The circular states that: "The benefit rates resulting from excluding or bundling are identical. The bundling calculation requires more steps to determine the insured earnings and the applicable divisor". Each project included *both* "bundling" and "excluding", but each was started at a different time and applied to a selected set of EI regions. The first project applied to claims effective May 4, 1997 and later, while the second applied to claims effective August 31, 1997 and later. While this study is not concerned with benefit rates and hourly wages directly, extremely low weekly earnings are associated with low weekly hours. For example, in a province with a minimum wage of $7, having weekly earnings below $150 implies a maximum of about 21 hours of work in the week. Wages above that imply fewer hours to remain under $150.

The upper panel of Table 9 presents the percentage of new jobs that are less than 15 hours per week relative to total employment. In addition, the lower part of the table represents the total number of new jobs less than 15 hours per week, corresponding to each percentage. Since the level of total employment changes across survey months, comparing the percentage of new jobs and the count of new jobs are not exactly the same, and the levels can add an additional perspective on the issue. This table shows fairly convincingly that the percentage of new jobs that are below 15 hours per week drops quite substantially across the periods. While the total number of jobs, or the percentage of the workforce affected is not enormous, the drop is statistically significant in many of the tests and appears to occur for both sexes and, for the most part, in all regions. For both men and women, the Atlantic region in the last month studied (June 1998) is an exception (of course, this month is also the only one after the implementation of both pilot projects).

While striking, this finding, however, is not so easily attributed to the UI-EI change. Table 10 performs exactly the same exercise for jobs of less than 1 month, but of any hours per week. A very similar decrease is observed in Table 9. To further explore what is happening to new job starts, Table 11 performs the same tests for jobs of between 15 and 30 hours, and Table 12 for jobs over 30 hours. A similar decrease is seen to occur across the entire hours of work distribution. For some reason (a reason that is not obvious, given that, as seen in Figure 1, the unemployment rate was decreasing strongly in 1997 and 1998), there appears to have been slower job creation in the months tested post-EI than pre-EI.

Table 13 extends the analysis of new jobs, and avoids the issue of the changing percentage of new jobs relative to all jobs. In the top half of the table, the percentage of all *new* jobs (under one month in duration) that are below 15 hours is presented. A similar percentage is given in the lower part of the table for new jobs larger than or equal to 30 hours. It is clear that the percentage of new jobs below 15 hours drops in the post-EI period relative to the UI period almost everywhere, and the reverse occurs for new jobs over 30 hours. The most notable and unsurprising exception is for women in the first month after the change. With the same notable exception, the percentage of new jobs over 30 hours increases in the post-EI period. The magnitude of the change, for both men and women, is quite large. For example, overall, for men, the percentage of new jobs that were less than 15 hours per week was 25.7 percent in February 1996, whereas in February 1998 it reduced to 15.7 percent. The same percentages for women are 33.9 and 20.0.[8] One exception to the general trend is the June percentages in the Atlantic region: for both men and women, there is little difference, and in June 1998 they increase rather than decrease.[9] Overall, if the 15 hour job trap operated primarily to constrain workers and firms to lower hours jobs than would otherwise have occurred, then one would expect new jobs to adjust to the removal of the constraint more quickly than existing jobs. The reduced percentage of new low hours jobs being created is consistent with this expectation.

---

8 There is also a pronounced seasonal pattern that can be seen in comparing the February and June estimates. The percentage of new jobs that are below 15 hours per week in June is lower than in February.

9 Note that June 1998 is after the implementation of the "Small Weeks" pilot projects, and a larger percentage of the Atlantic region was covered by the pilot projects than the other regions.

While the magnitude of the change is quite large, as discussed previously, only a small percentage of the labour force is affected at any one moment. However, unlike the previous discussion, in this case what can be thought of as an approximation to a "flow" is being measured so that as time passes this change could have a much larger impact than it first appears. An important determinant of how large this will grow to be is whether they are primarily short or long duration jobs. If there is a large change in the hours of jobs that will endure to become long duration jobs, then this will have a much larger impact on the total hours distribution in the long run.

One way to get a preliminary understanding of how important this effect might be is to look not at the employed, but at those who are unemployed but previously had low tenure jobs — these represent those exiting from short duration jobs. Table 14 looks at changes in the percentage of the unemployed who previously had low tenure jobs according to their hours of work in their previous job; the top panel represents low hours workers, and the lower panel high hours. Of course, some of these individuals may have become unemployed prior to the survey and this makes the early months following the change difficult to interpret. This will be less of a problem in months farther from the legislative change. The LFS does not contain detailed information on hours worked in the previous job for the unemployed, so the working definition of the pre-separation job is one that is less than one month, and part-time (i.e. less than 30 hours). Also, an additional line of tests is included for these small samples below those found in the other tables: a joint test pooling both February and June in the pre- and post-EI periods is performed.

Making an inference is difficult since sample sizes are much smaller than the previous cases. It appears that there may be some reduction in men's low hours new jobs that are short duration in the west, and in the Atlantic provinces, but no effect for women except possibly for the February samples in the Atlantic provinces. Further, the magnitude of some of the reductions in the Atlantic provinces, for men in particular, is extremely large. The lower half of Table 14 looks at the unemployed who worked less than a month in jobs of greater than 30 hours. It shows very little change across the policy regimes.

Overall, there appears to be some substantial changes in the hours of new jobs around the introduction of EI. A reduction in the percentage of new jobs that are less than 15 hours is observed. Although for the currently unemployed, at least for men, it appears that while some of these new jobs are of short duration, not all of them are. This suggests that there may be a larger impact of the move to EI as time passes and a larger percentage of the work force adjusts as these new jobs become both longer tenured jobs and accumulate to a larger percentage of total employment. This issue clearly needs continued monitoring.

3. *Analysis Using COEP Data*

3.1 COEP — Introduction

The 1996 Canadian Out of Employment Panel (COEP) data set is ideal for looking at many issues related to Employment Insurance (EI), and the Unemployment Insurance (UI)-EI transition. It is a quarterly survey of a sample from the population of all individuals experiencing job separations in Canada for which Records of Employment (ROE) were issued, and it combines survey and administrative data.[10] Individuals are selected into the sample from the population of ROEs in the Human Resources Development Canada (HRDC) file for the appropriate period. The reference ROE is the one in which a person is selected into the sample. However, the respondent may have (frequently has) other ROEs (other job separations) that are relevant to the study in that they may be combined with the reference ROE to establish an EI claim. A warning is required in interpreting the COEP's results: it is (approximately) a random sample of people who experience a separation in a given quarter of the calendar year, not a random sample of either EI claimants, the labour force, or the population. The key point is that individuals who experience frequent separations are over-represented in the sample relative to their frequency in the labour force. Perhaps more subtly, EI claimants who base their claims on multiple ROEs will be over-represented in the sample relative to all claimants.[11]

At the time of writing there were nine cohorts of data from the COEP available. Four are from the four quarters (year) prior to the start of the phase-in of the UI-EI transition in July 1996, two are during the phase-in period, and three are following the completion of the phase-in in January 1997. Each cohort is interviewed twice (two waves for each cohort): about 12 and 20 months following their job separation. This study uses only first interviews, since very few second interviews are completed at the time of writing. Further, only cohorts 7, 8 and 9 are employed.

Although I use the phrase "random sample" above, the COEP is in fact not a random sample. It is a stratified and partially clustered survey, and requires correct weights to be applied to correctly represent the population.[12] For all tabulations and regression analysis, appropriate survey weights are applied.

---

10 An ROE is issued by the employer at the termination of the employee-employer relationship; thus, the self-employed are not normally included in the sample frame. An ROE is required to initiate an EI claim.

11 In what follows, all ROE reasons are used in the calculation of eligibility and entitlement even though voluntary quitters, for example, are less likely to claim than those who are laid off for "short work". A more refined version might weigh each observation by the probability of take-up for its ROE reason for separation group.

12 In addition to the usual issues of stratification and non-response, part of the survey design includes certain communities being over sampled.

3.2 COEP — The Tricky Question of Hours

Since the focus of the paper is on the impacts of the move from a weeks to an hours based system, an important preliminary issue concerns identifying which measure of hours is the most appropriate to use. There are two candidates: the hours reported on the version of the ROE form instituted after January 1997 which captures the information (of course the UI version of the ROE form does not contain information on hours), and the hours reported by respondents as part of the survey. Several related issues need to be noted. First, HRDC policy for dealing with weekly hours in the UI period for claims made in the EI period is to assume that all jobs were 35 hours per week (very close to the national average). This transitional policy will, obviously, be an advantage to low hours workers, but a disadvantage for high hours workers. Second, for jobs that span the UI and EI regimes, hours are supposed to be reported for the latter and weeks for the former portions; and the 35 hours per week assumption will be used for the weeks portion. Third, for EI purposes, hours include all paid hours, both regular and overtime, but not, for example, unpaid overtime.

Survey and ROE (administrative) average weekly hours are compared in Tables 15 and 16. In each table the continuous hours variables are categorized into four groups to facilitate comparisons. The first table includes those observations for whom working hours are missing for either variable. About 7.5 percent of the sample have one of the variables missing (a few observations with various other variables missing, in particular those with both hours variables missing, are removed since they would be removed from any analysis). Table 16 includes only those jobs that are entirely in the EI period so that there is no confusion around the regime switch. Most obviously, it is clear in both tables that ROE and survey reports of hours differ dramatically even for the wide groupings employed. Only 52 percent of the observations lie on the diagonal (i.e. the groupings match) in Table 15, and 56 percent do so in Table 16. Further, many of the mismatches are quite gross with ROEs indicating over 40 hours and individuals reporting less than 15, and vice versa. The number of individuals over-reporting hours relative to employer reports substantially outnumbers the percentage under-reporting. This level of disagreement between the two measures seems too gross to be credible, but the numbers are fairly easy to generate from the data so a computational error is unlikely. I intend to pursue this issue at a later date. As a result of this data issue, I use ROE hours wherever possible in the work that follows, and I only use survey hours for those jobs, or percentage of jobs, that are in the UI period where ROE hours are not available. I am able to use ROE hours a large percentage of the time. This also has the advantage that, regardless of which is "right", ROE hours are what are actually used to run the EI system.

3.3 COEP — Changes in Eligibility

Eligibility measures whether a person is able to obtain any EI benefits at all. Thus, to lose eligibility (to have the discrete variable go from one to zero), is to move from being able to obtain some benefits to not being able to obtain any. Whether or not the person actually takes up the benefits that they are eligible for is a separate issue and is the subject of a different evaluation report. Further, I use the word "entitlement" to indicate the number of weeks of benefits to which a person is entitled and I address this issue in the next section.

A cross tabulation comparing eligibility under the UI and EI rules is presented in Table 17. This table is very similar in format to those that follow. The upper number in each cell is the weighted number of observations, and the one below is the row percent in Table 17 (in all subsequent tables, percentages sum up to 100 for each column). Although the number of observations represented by each cell is generally not a whole number (because of the survey sampling weights), the total for the table equals the overall number of observations. Three categories are defined for each regime: those who are ineligible, those who can claim based only on their reference ROE (i.e. using only the reference ROE, even though they may also have others; any additional ROEs would only affect the individual's entitlement but not eligibility), and those who are eligible but need to combine multiple ROEs to claim. I use the simple rule that only ROEs in the 52 weeks (the UI and EI qualifying period) prior to the reference ROE are considered. Of course, in practice, the reference ROE may be combined with subsequent ROEs rather than previous ROEs to establish a claim. But given that any subsequent ROEs may not be in the data file yet, I use the retrospective rule for the purposes of my counterfactual believing it to be an interesting representation of the impact of the UI-EI transition. This technique has been employed in previous HRDC evaluation studies and does not appear to distort measures of the *change* in eligibility or entitlement, which is the focus of this study. However, those individuals who claim EI benefits may be able, on average, to increase their benefits relative to those predicted here by optimally combining ROEs. Thus, these calculations can be thought of as a (close) underestimate. Additionally, only a fraction of those who are eligible actually take up benefits (see Storer and Van Audenrode 1998).

Table 17 indicates that the regime change did not have a uniform impact on the population. Some workers became eligible while others became ineligible, although substantially more became eligible. About (9.1 + 14.5=) 23.6 percent of those who were not eligible under UI can claim under EI. In contrast, about (3.3 + 4.5=) 7.8 percent of those who could claim under UI cannot under EI. These changes follow directly from the move to the hours based system. High wage (e.g. summing to above $150 per week) but very low hours individuals are no longer eligible, while those with lower wages, but slightly more hours, are newly eligible. Overall, the vast majority of separators, about 88 percent, do not change categories as I've defined them, and only 7.9 percent change their eligibility status (become newly eligible or ineligible).

In the series of Tables 18 through 24, differences in the nine UI-EI transition categories outlined in Table 17 are explored according to a variety of worker characteristics (in the order of the tables): province, sex, age, education, marital status, household type, and ethnic affiliation.[13] Looking first at the provincial data in Table 18, one interesting feature is that the Atlantic provinces have between 3 to 7 percent of workers who move from being ineligible to being eligible based on a single job, in contrast to about 2 percent nationally. They also have a slightly lower percentage that lose eligibility based on a single job (and a higher percentage with missing information).

13 Note that the sample sizes differ slightly across these tables since each one excludes those for whom we do not know the relevant variable.

In Table 19, comparing females and males, women can be seen to be slightly more likely to have both increased and decreased eligibility under EI, and they are less likely to maintain eligibility based on multiple jobs. Comparing across three broad age categories: youth (age 25 or less), prime age (age 26–55), older worker (age 56 or greater), it is clear in Table 20 that the distribution is very different for youth. About 33.6 percent of them are ineligible in both the pre- and post-EI periods, compared to 12.7 percent for the prime age and 8.2 percent for the older workers. As a group, the "youth" category contains a higher percentage of individuals who are more likely to change eligibility status, becoming either eligible, or ineligible, based on one job. Table 21 looks across education categories and shows few substantive differences, except that the some or completed university category is more likely to be ineligible both before and after the change — this might largely be caused by university students who are in the "some university" category. Differences across marital status are described in Table 22. The single group, which tends to be younger, is much more likely to be ineligible under both regimes, and less likely to have a single job that is eligible for both UI or EI benefits. There is very little difference between the married group and those who are widowed separated, or divorced.

Table 23 looks at eligibility and household type. Those who are single (living alone), or economically "single" but living with others, are more likely to not be eligible for either UI or EI. Many of these individuals are youth; they are also more likely to change eligibility status (although some are students and are thus rendered ineligible). There do not appear to be any startling differences across the household types.

Eligibility across self reported ethnic groups (non-visible minority, visible minority, and Aboriginal) can be observed in Table 24.[14] Visible minorities appear to be less likely to combine multiple jobs, and Aboriginals appear to be somewhat less likely to be eligible based on a single job. Non visible-minorities appear to be slightly more likely than the population average to lose eligibility based on a single job, whereas visible minorities are slightly more likely to lose eligibility based on multiple jobs.

Results of differences across demographic groups are summarized in a parsimonious way that controls for confounding interactions between the observed variables in Table 25 where the results from two probit, and two logit regressions are presented.[15] The coefficients are difficult to interpret, so the probability of eligibility changing as the dummy variable (all right hand side variables are dummy variables), evaluated at the mean of the sample, makes the discrete change from zero to one is also presented.[16] These are in two columns with "dF/dx" as the heading and are associated with the probit regression. A "dF/dx" value of, for example 0.017, implies that the average person experiences a 1.7 percent increase. These regression results should be viewed simply as descriptive tools to help summarize the data. The first regression has a dependent variable

14 Visible minority and Aboriginal identification is self-reported in the COEP.

15 Since the percentage of observations with a dependent variable set equal to one is not very large, both logit and probit regressions were run to ascertain the sensitivity of the results to the distributional assumption.

16 These changes in probability measures have interpretations very much like ordinary least squares regression coefficients.

that is equal to one, if the observation becomes eligible and zero otherwise, while the dependent variable in the second is set to one if the individual becomes ineligible. This approach has the advantage of providing some sense of the statistical significance of any effects.

One notable impact of the legislation observed in Table 25 is that workers in the Atlantic provinces are both more likely to become eligible, and less likely to become ineligible, than other Canadians. Other impacts of significance are that women and youth are more likely to *both* become newly eligible *and* become newly ineligible than male and prime age workers, respectively. This arises because these populations have a much higher percentage of jobs near 15 hours per week, and they are affected in both directions by the legislation. There appears to be no difference in the impact of the legislation by education and visible minority status. While the coefficients are statistically significant, the probabilities they represent are everywhere quite small in magnitude. For example, for the probits for becoming eligible in the first column, a female's probability of being eligible increases by just under 2 percent, while that for youth increases by about 3.4 percent. Newfoundland's increases by about 4 percent, while the Territories' decreases by about the same percentage.

3.4 COEP — Changes in Entitlement

Benefit entitlement is calculated for cohorts 7, 8 and 9 using first the UI and then the EI rules, and the results are presented in Table 26 using the same 9 categories as in the eligibility analysis. Of course the categories have a slightly different interpretation now since some individuals who are eligible for EI benefits using only the reference ROE, in fact have multiple ROEs, and all of these are used in the entitlement calculation.[17] The individuals in the top row, representing 15 percent of the sample, are not eligible under either regime and, therefore, trivially have no change in eligibility. Those who become eligible based on a single job have, on average, almost 24 weeks of entitlement. Their minimum entitlement is 14 weeks, and their maximum is 45; in other words, they span the full range of possible benefit durations. Most, however, are close to the "mean" since the 25 and 75 percentiles are 19 and 26 weeks, respectively. Those who become eligible (move from being ineligible to being eligible) based on multiple jobs, increase their benefit entitlement by 29.3 weeks on average. Those who become ineligible, face a reduction of about 30 weeks if their claims were based on a single job, and 23 weeks if they were based on multiple jobs.

Since there are more individuals who become eligible, overall the number of weeks of entitlement in the system increases. But those who maintain their eligibility also have entitlement changes. Under UI, individuals who combined ROEs to establish claims, on average, increased entitlement from the move to EI. Meanwhile, those who established a claim based on a single job have theirs reduced — much of the latter decrease in entitlement arises from the reduction in the maximum weeks of benefits from 50 to 45

[17] Therefore, some individuals are in one of the "one job" categories since they are eligible for benefits based on a single job, but their entitlement is in fact calculated using all of the jobs they have in the relevant window.

which is discussed in more detail below. Despite the large changes for some individuals, across the entire system there is little change in entitlement since the average reduction is only about 0.3 weeks.

A histogram of the distribution of entitlement losses is plotted in Figure 2 with a vertical line drawn at zero. The distribution is bimodal with most people having a small change in their weeks of entitlement. There is a fairly large spike at five weeks of lost entitlement reflecting the change in the maximum. There are, however, also long but thin right and left tails to the distribution reflecting the large changes experienced by some workers who are strongly affected by the new hours provisions. Some, who under UI had a (second) job that was ineligible for benefits have a large increase, while others who have a 16–18 hour a week job that was previously treated for a full week for benefit purposes, now find it only counts for about half a week.

FIGURE 2
Actual Changes in Entitlement

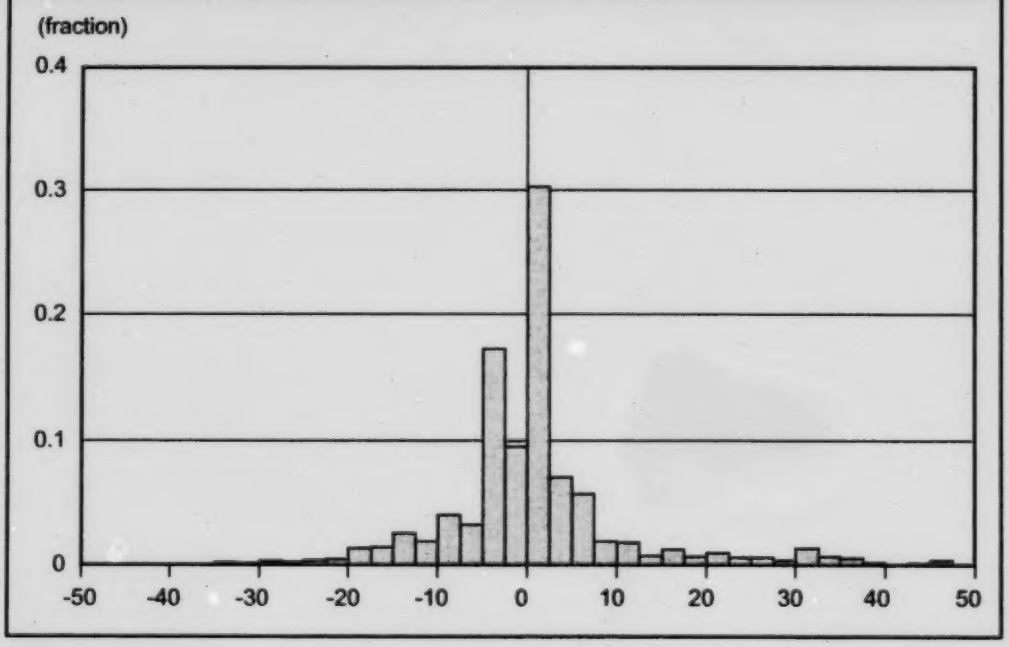


Table 27 extends the analysis of Table 26 by asking the question: what would entitlement have been had the EI hours changes taken place, but the move from a maximum entitlement of 50 weeks not been reduced to 45? (This is done by converting the benefit eligibility table under UI to a new benefit eligibility table using 35 hours per week as a conversion factor; this is the same approach employed by HRDC in moving from weeks to hours). That is, Table 27 isolates the hours change by, counterfactually, removing the reduction to the maximum. For almost all groups excluding those who lose eligibility there is a small increase in the "mean" weeks of entitlement. Overall, instead of a decrease

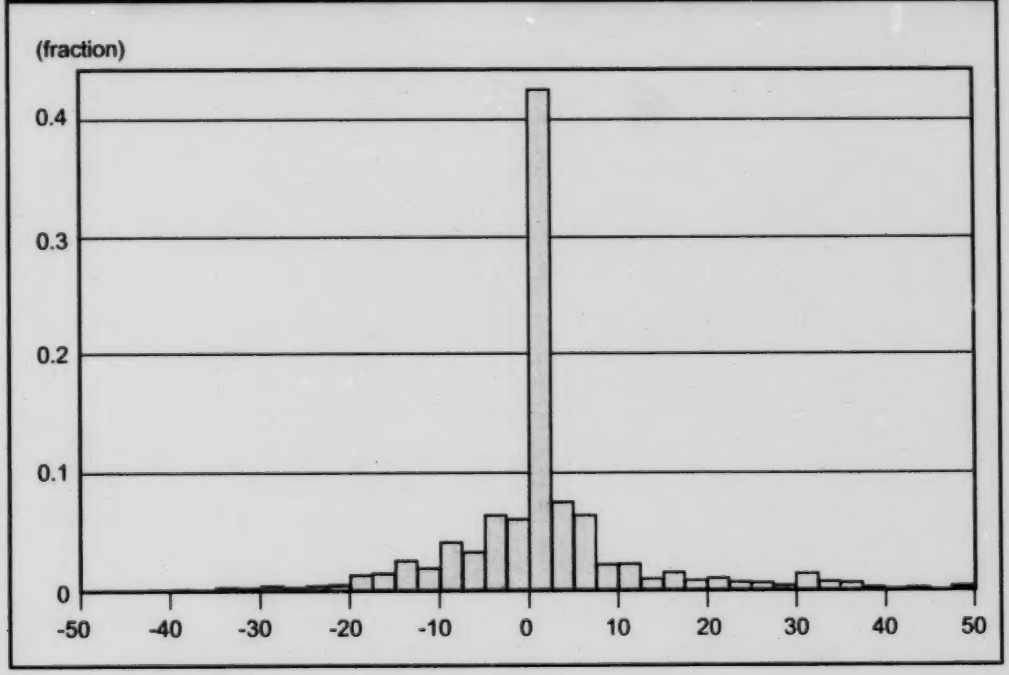
of about 0.3 weeks, the hours changes alone would have actually increased entitlement by about 0.4 weeks on average. And recall that eligibility has also changed so that there are more separators who are eligible to claim. The move to hours makes the EI system slightly more generous than the UI one on average. Only the reduction in the maximum, which affects the long tenured worker, causes the EI system to be less (potentially) generous in total.

Figure 3 plots the change in entitlement associated with Table 27 (eliminating the 50 to 45 week maximum entitlement effect). The large mass to the left of zero is effectively removed and there is an enormous spike at zero (notice that the y-axis scale has changed relative to Figure 2).

To identify the characteristics of those who lose or gain entitlement, Ordinary Least Squares (OLS) and as a specification test ordered probit regressions are run using the change in entitlement of those who are eligible under either UI or EI as a dependent variable. The sample is all those who are eligible under either policy regime. These results are presented in Table 28, and suggest that women face a reduction of about 2 weeks more than men, and older workers' entitlement is reduced about 1.7 weeks more than that of prime age workers. There are very few differences across geographic regions, with the exception that people in the Territories lose about 3 weeks more than those in Ontario. Further, those with greater than a high school education also lose slightly more than those with less education.

FIGURE 3

Changes in Entitlement (excludes the 50 to 45 week maximum entitlement effect)



4. Discussion

Many of the findings observed here, a brief summary of which are in the executive summary at the beginning of this report, are small in magnitude relative to the entire workforce, but some are large for the particular group in question. This makes interpretation difficult. Further, there are clearly large differences in the impact of the legislative changes across individuals with some people experiencing large increases in benefits, and others large losses, from the same rule change.

A caveat that runs through much of the work with these data is that the interpretation of the results is difficult since there are business cycle effects that may be influencing the measures being estimated. Further, it must be remembered that only a short time has passed since the legislation was changed, and many changes such as this take a long time to alter worker's, and firm's, behaviour. Any small effects seen here might become quite large as people adjust more fully to the new Employment Insurance (EI) regulations.

Biographical note

Arthur Sweetman received his Ph.D. from McMaster University in 1996, and is currently Assistant Professor of Economics at the University of Victoria, in Victoria, British Columbia. He studies labour markets and econometrics, and has done previous research on unemployment insurance, unions, discrimination, education, immigration and displaced workers. He is a senior researcher with the RIIM (Research on Immigration and Integration in the Metropolis) Centre of Excellence on Immigration, and is a member of the Western Research Network on Education and Training (WRNET a SSHRC sponsored initiative).

Bibliography

Card, D., and A. Krueger. "Minimum Wages and Employment: a case study of the fast-food industry in New Jersey and Pennsylvania", *American Economic Review*, 84, pp. 772-793, 1994.

Baker, M., D. Benjamin and S. Stanger. "The highs and lows of the minimum wage effect: a time-series cross-section study of the Canadian law", *Journal of Labor Economics*, 17, pp. 318-350, 1997.

Green, D.A., and W.C. Riddell. "Qualifying for Unemployment Insurance: An Empirical Analysis", *Economic Journal*, 107, pp. 17-35, 1997.

Green, D.A., and T.C. Sargent. "Unemployment Insurance and Job Durations: Seasonal and Non-seasonal Jobs", *The Canadian Journal of Economics*, 31, pp. 247-278, 1998.

Kuhn, P.J., and A. Sweetman. "Pre-Separation Job Durations and Unemployment Insurance Eligibility. Final Report". Prepared for Human Resources Development Canada, May 1998.

Kuhn, P.J., and A. Sweetman. "Unemployment Insurance and Quits in Canada", *Canadian Journal of Economics*, 31, pp. 549-572, 1998b.

Nakamura, Alice O., and W. Erwin Diewert. "Unemployment Insurance in Canada: Problems and Recent Reforms". Forthcoming in an Upjohn Institute volume edited by William Alpert and Stephen Woodbury, 1997.

Storer, P., and M.Van Audenrode. "Eligibility for UI Benefits, Take-up of Benefits and the Financial Liability of the UI Account. Final Report". Prepared for Human Resources Development Canada, May 1998.

Tables

TABLE 1
Changes in Response "Heaping" at Multiples of Five
(% of Respondents who Reported Having Worked a Multiple of Five Hours per Week)

%	Men			Women		
	All	**Part-Time**	**<= 22 hrs.**	**All**	**Part-Time**	**<= 22 hrs.**
Feb 95	68.09	42.19	46.66	57.78	39.57	43.48
June 95	71.25	43.47	46.96	60.51	42.89	48.22
Feb 96	68.74	41.01	43.65	59.02	41.74	45.76
June 96	70.79	44.22	47.43	60.21	43.71	48.35
Feb 97	63.79	38.48	41.97	51.35	35.51	39.23
June 97	65.32	39.02	43.84	54.76	37.96	42.13
Feb 98	60.86	37.77	40.71	50.22	34.79	39.71
June 98	64.77	40.79	44.74	53.32	36.08	41.62
test F97	0.000	0.022	0.037	0.000	0.000	0.000
test J97	0.000	0.001	0.006	0.000	0.000	0.000
test F98	0.000	0.004	0.051	0.000	0.000	0.000
test J98	0.000	0.029	0.155	0.000	0.000	0.000

Note: Tests are *t*-tests for differences between the given month and the same month pooled for 1995 and 1996. Reported test statistics are *p*-values (the level of significance at which there is evidence for a change). Column titles refer to hours worked in the survey week; "All" is all workers, "Part-Time" is <30 hours.

TABLE 2
Percentage of Workers Holding Multiple Jobs

%	Men				Women			
All Jobs	**All**	**Youth**	**High PT**	**Low Tenure**	**All**	**Youth**	**High PT**	**Low Tenure**
Feb 95	4.07	4.86	4.72	5.46	5.41	6.94	5.22	7.87
June 95	4.16	5.32	5.23	4.66	5.21	8.02	5.40	8.08
Feb 96	4.40	4.71	4.79	5.69	5.72	8.49	6.19	7.87
June 96	4.52	5.82	5.79	5.70	5.89	9.78	6.40	8.60
Feb 97	4.41	4.79	5.20	6.07	5.67	7.97	6.62	8.95
June 97	4.52	5.65	5.95	5.33	5.79	9.70	7.03	8.78
Feb 98	4.26	4.80	4.84	6.18	5.80	8.27	6.44	9.44
June 98	4.50	5.79	5.34	6.10	5.63	8.92	6.84	8.50
test F97	0.458	0.830	0.435	0.475	0.658	0.681	0.051	0.131
test J97	0.366	0.923	0.367	0.680	0.355	0.253	0.011	0.589
test F98	0.890	0.847	0.998	0.315	0.340	0.332	0.084	0.030
test J98	0.388	0.746	0.959	0.082	0.839	0.983	0.042	0.872
Mult. PT Jobs								
Feb 95	7.53	6.24	6.29	7.99	8.98	7.79	7.26	9.33
June 95	7.91	7.06	7.90	6.52	9.63	8.80	7.77	10.20
Feb 96	8.27	5.21	6.47	6.81	10.04	10.14	8.44	9.48
June 96	9.07	7.36	7.67	9.00	10.55	11.57	9.42	11.04
Feb 97	8.41	5.86	6.84	9.33	9.60	10.13	8.63	10.72
June 97	9.19	7.35	8.17	7.81	10.53	12.37	9.62	11.65
Feb 98	7.80	6.10	7.85	8.32	9.76	8.89	8.58	12.23
June 98	9.34	7.75	8.64	8.28	10.38	11.74	9.61	10.75
test F97	0.496	0.858	0.611	0.192	0.175	0.253	0.292	0.220
test J97	0.395	0.887	0.713	0.964	0.481	0.049	0.188	0.411
test F98	0.885	0.650	0.154	0.500	0.794	0.905	0.328	0.013
test J98	0.309	0.603	0.441	0.692	0.609	0.155	0.212	0.909
mean N	3,092	1,614	1,526	984	6,990	2,022	3,213	1,626

Note: Tests are *t*-tests for differences between the given month and the same month pooled for 1995 and 1996. Reported test statistics are *p*-values (the level of significance at which there is evidence for a change, i.e. the probability of error if concluding that there has been a change). N's are "mean" monthly sample sizes for smaller mult. PT subsamples (see section 2.3). Column headings: "Youth" are <=24, "High PT" industries are where >15 percent of workers work <20 hrs/wk, and "Low Tenure" jobs are less than 6 months in duration. The lower panel of the table looks at workers with multiple part-time (<30 hrs/wk) jobs.

TABLE 3
Percentage Working Less Than 15 Hours, High Risk Groups

%	Men				Women			
<15 Hours	All	Youth	High PT	Low Tenure	All	Youth	High PT	Low Tenure
Feb 95	5.39	21.89	12.94	14.90	10.17	26.85	16.72	20.85
June 95	4.29	15.67	10.43	9.06	8.12	17.27	13.04	14.05
Feb 96	5.92	23.49	12.91	15.86	10.29	28.31	17.72	22.78
June 96	4.09	14.78	9.92	8.82	8.43	19.92	13.96	16.18
Feb 97	5.38	23.25	13.39	13.86	11.12	31.41	19.97	24.71
June 97	3.49	12.32	8.34	6.88	7.99	18.43	13.45	14.84
Feb 98	5.30	21.54	12.90	13.69	9.99	27.98	15.84	19.92
June 98	3.66	12.59	8.64	7.39	8.08	18.83	13.10	14.12
test F97	0.221	0.584	0.501	0.125	0.005	0.001	0.000	0.012
test J97	0.000	0.000	0.001	0.000	0.300	0.889	0.931	0.784
test F98	0.112	0.283	0.982	0.075	0.425	0.752	0.038	0.080
test J98	0.003	0.000	0.007	0.009	0.469	0.770	0.507	0.268
mean N	24,211	4,061	5,422	3,981	22,304	3,575	7,093	3,558

Note: Tests are *t*-tests for differences between the given month and the same month pooled for 1995 and 1996. Reported test statistics are *p*-values (the level of significance at which there is evidence for a change, i.e. the probability of error if concluding that there has been a change). N's are "mean" monthly sample sizes (see section 2.3). Column headings: "Youth" are <=24, "High PT" industries are where >15 percent of workers work <20 hrs/wk (see text footnote 6), and "Low Tenure" jobs are less than 6 months in duration.

TABLE 4
Percentage Working Less Than 15 Hours by Province

%	Men				Women			
<15 Hours	Atlantic	Ontario	Quebec	West	Atlantic	Ontario	Quebec	West
Feb 95	6.57	5.04	5.24	5.73	9.88	10.35	8.71	11.13
June 95	3.40	4.68	3.55	4.63	7.59	8.77	5.87	9.18
Feb 96	6.92	5.70	6.20	5.76	10.86	10.84	8.62	10.74
June 96	3.40	4.49	3.69	4.04	7.09	9.17	6.91	8.97
Feb 97	5.33	5.74	4.64	5.51	11.17	11.01	9.32	12.70
June 97	3.31	3.84	2.62	3.81	7.48	8.41	6.25	8.96
Feb 98	6.19	5.63	4.71	5.13	10.47	9.88	8.96	10.82
June 98	3.75	3.71	3.02	4.11	7.53	8.56	7.27	8.19
test F97	0.007	0.348	0.031	0.545	0.240	0.437	0.334	0.001
test J97	0.809	0.016	0.004	0.096	0.804	0.231	0.812	0.806
test F98	0.319	0.506	0.048	0.093	0.879	0.162	0.667	0.822
test J98	0.353	0.005	0.110	0.482	0.724	0.386	0.138	0.050
mean N	4,202	7,823	4,664	7,504	4,021	7,206	3,981	7,080

Note: Tests are *t*-tests for differences between the given month and the same month pooled for 1995 and 1996. Reported test statistics are *p*-values (the level of significance at which there is evidence for a change, i.e. the probability of error if concluding that there has been a change). N's are "mean" monthly sample sizes (see section 2.3).

TABLE 5

Hours Distribution for Workers Working <15 Hours/Week, Splitting the Sample at the Minimum Required for EI

%	Men				Women			
<cutoff hours	All	Youth	High PT	Low Tenure	All	Youth	High PT	Low Tenure
Feb 95	3.76	15.38	8.59	10.74	6.77	18.44	10.73	14.01
June 95	3.06	11.46	7.34	6.99	5.45	11.96	8.55	9.45
Feb 96	4.30	16.94	9.00	11.29	7.15	20.18	12.03	17.11
June 96	2.93	10.39	6.67	6.35	5.90	14.07	9.51	11.60
Feb 97	3.78	16.27	9.08	9.96	7.48	22.68	13.39	17.10
June 97	2.46	9.00	5.61	5.31	5.14	12.00	8.37	10.19
Feb 98	3.68	15.12	8.68	10.24	6.64	19.21	10.13	13.34
June 98	2.36	8.61	5.50	4.87	5.51	13.42	8.74	10.92
test F97	0.200	0.884	0.636	0.311	0.046	0.002	0.001	0.116
test J97	0.000	0.003	0.003	0.008	0.014	0.202	0.172	0.693
test F98	0.066	0.260	0.844	0.349	0.208	0.914	0.023	0.016
test J98	0.000	0.000	0.001	0.000	0.486	0.592	0.560	0.722
cutoff to 15 hrs								
Feb 95	1.64	6.51	4.35	4.16	3.40	8.42	5.99	6.84
June 95	1.23	4.20	3.09	2.08	2.67	5.31	4.48	4.60
Feb 96	1.62	6.55	3.92	4.56	3.14	8.13	5.69	5.67
June 96	1.15	4.38	3.25	2.47	2.53	5.86	4.45	4.59
Feb 97	1.59	6.98	4.32	3.90	3.63	8.73	6.58	7.62
June 97	1.03	3.32	2.73	1.57	2.86	6.43	5.08	4.64
Feb 98	1.62	6.42	4.22	3.45	3.34	8.77	5.71	6.58
June 98	1.29	3.98	3.14	2.52	2.56	5.41	4.36	3.89
test F97	0.792	0.494	0.645	0.426	0.053	0.531	0.091	0.061
test J97	0.087	0.018	0.175	0.012	0.121	0.139	0.113	0.918
test F98	0.942	0.870	0.814	0.079	0.677	0.509	0.757	0.637
test J98	0.347	0.483	0.919	0.459	0.809	0.770	0.771	0.157

Note: Tests are *t*-tests for differences between the given month and the same month pooled for 1995 and 1996. Reported test statistics are *p*-values. (the level of significance at which there is evidence for a change, i.e. the probability of error if concluding that there has been a change) The "cutoff" is the minimum number of hours per week required, on average, to qualify for EI if a worker is employed for the entire qualifying period based on the provincial unemployment rate (see section 2.4). Column headings: "Youth" are <=24, "High PT" industries are where >15 percent of workers work <20 hrs/wk (see text footnote 6), and "Low Tenure" jobs are less than 6 months in duration.

TABLE 6

Hours Distribution for Workers Working <15 Hours/Week, Splitting the Sample at the Minimum Required to Qualify for EI — by Region

%	Men				Women			
<cutoff hours	**Atlantic**	**Ontario**	**Quebec**	**West**	**Atlantic**	**Ontario**	**Quebec**	**West**
Feb 95	3.17	3.77	3.07	4.46	4.50	7.51	4.67	7.97
June 95	1.65	3.53	1.96	3.71	3.45	6.33	3.02	6.70
Feb 96	3.21	4.78	3.42	4.62	4.99	8.22	4.60	8.21
June 96	1.89	3.36	2.36	3.09	3.39	7.10	3.81	6.56
Feb 97	2.98	4.52	2.34	4.16	5.45	8.11	4.90	9.20
June 97	1.70	3.00	1.33	2.90	3.59	5.79	2.80	6.50
Feb 98	3.11	4.21	2.59	3.97	5.43	7.27	4.56	7.71
June 98	1.66	2.63	1.24	3.12	3.49	6.63	3.67	5.93
test F97	0.587	0.487	0.010	0.260	0.148	0.583	0.587	0.022
test J97	0.786	0.102	0.001	0.070	0.671	0.019	0.119	0.758
test F98	0.848	0.818	0.089	0.082	0.161	0.186	0.870	0.394
test J98	0.660	0.003	0.000	0.326	0.855	0.854	0.548	0.071
cutoff to 15 hrs								
Feb 95	3.41	1.27	2.17	1.27	5.39	2.85	4.04	3.16
June 95	1.75	1.15	1.59	0.92	4.14	2.45	2.85	2.47
Feb 96	3.71	0.92	2.78	1.14	5.87	2.62	4.02	2.52
June 96	1.51	1.13	1.33	0.95	3.70	2.07	3.10	2.42
Feb 97	2.36	1.22	2.30	1.35	5.72	2.89	4.42	3.51
June 97	1.61	0.84	1.29	0.91	3.89	2.62	3.44	2.45
Feb 98	3.08	1.42	2.12	1.16	5.04	2.61	4.40	3.11
June 98	2.09	1.08	1.78	0.98	4.04	1.93	3.60	2.25
test F97	0.001	0.501	0.633	0.451	0.845	0.576	0.427	0.029
test J97	0.943	0.049	0.475	0.877	0.934	0.162	0.274	0.973
test F98	0.244	0.083	0.306	0.783	0.244	0.643	0.445	0.355
test J98	0.098	0.705	0.266	0.728	0.762	0.145	0.143	0.447

Note: Tests are *t*-tests for differences between the given month and the same month pooled for 1995 and 1996. Reported test statistics are *p*-values (the level of significance at which there is evidence for a change, i.e. the probability of error if concluding that there has been a change). The "cutoff" is the minimum number of hours per week required, on average, to qualify for EI if a worker is employed for the entire qualifying period based on the provincial unemployment rate (see section 2.4).

TABLE 7
Hours Distribution 15–30 and Over 30 hours. by Risk Group

%	Men				Women			
15– <30 hrs	All	Youth	High PT	Low Tenure	All	Youth	High PT	Low Tenure
Feb 95	8.40	22.91	17.44	15.29	20.46	27.52	27.64	28.16
June 95	7.27	19.80	15.73	11.85	20.07	29.69	29.09	25.73
Feb 96	8.31	24.31	16.71	15.84	20.55	30.64	28.92	27.93
June 96	7.57	19.43	15.71	12.99	19.57	28.77	28.10	24.01
Feb 97	7.89	21.75	15.48	14.33	20.77	28.42	28.80	26.87
June 97	7.19	18.49	14.60	11.29	20.28	29.33	29.23	24.84
Feb 98	8.28	23.06	15.93	13.23	21.66	30.22	30.61	27.30
June 98	7.96	20.83	17.37	13.00	19.48	27.88	27.32	23.31
test F97	0.093	0.091	0.046	0.206	0.531	0.578	0.525	0.327
test J97	0.351	0.206	0.119	0.118	0.249	0.929	0.426	0.981
test F98	0.803	0.634	0.154	0.011	0.006	0.347	0.006	0.523
test J98	0.041	0.188	0.034	0.428	0.402	0.214	0.117	0.138
30+ hours								
Feb 95	86.21	55.20	69.62	69.81	69.37	45.63	55.64	50.99
June 95	88.44	64.54	73.85	79.09	71.81	53.03	57.87	60.22
Feb 96	85.77	52.20	70.38	68.31	69.16	41.05	53.36	49.29
June 96	88.34	65.80	74.37	78.19	71.99	51.30	57.93	59.81
Feb 97	86.74	55.00	71.13	71.81	68.12	40.17	51.23	48.42
June 97	89.32	69.19	77.06	81.83	71.73	52.24	57.32	60.32
Feb 98	86.41	55.40	71.18	73.08	68.36	41.80	53.55	52.78
June 98	88.38	66.58	73.98	79.61	72.44	53.28	59.58	62.57
test F97	0.026	0.290	0.223	0.029	0.016	0.014	0.000	0.203
test J97	0.002	0.000	0.001	0.000	0.736	0.956	0.525	0.777
test F98	0.229	0.168	0.205	0.001	0.059	0.217	0.309	0.054
test J98	0.970	0.176	0.778	0.283	0.207	0.348	0.055	0.033
mean N	24,211	4,061	5,422	3,981	22,304	3,575	7,093	3,558

Note: Tests are *t*-tests for differences between the given month and the same month pooled for 1995 and 1996. Reported test statistics are *p*-values (the level of significance at which there is evidence for a change, i.e. the probability of error if concluding that there has been a change). N's are mean monthly sample sizes (see section 2.3). Column headings: "Youth" are <=24, "High PT" industries are where >15 percent of workers work <20 hrs/wk (see text footnote 6), and "Low Tenure" jobs are less than 6 months in duration.

TABLE 8
Hours Distribution 15–30 and Over 30 Hours, by Province

	Men				Women			
15– <30 hrs	**Atlantic**	**Ontario**	**Quebec**	**West**	**Atlantic**	**Ontario**	**Quebec**	**West**
Feb 95	7.64	8.43	8.56	8.40	19.49	19.62	20.22	22.03
June 95	7.02	7.55	6.38	7.72	18.77	19.00	21.62	20.58
Feb 96	8.20	8.08	8.52	8.47	18.77	19.47	20.58	22.40
June 96	7.93	7.53	7.86	7.29	18.38	19.05	19.93	20.28
Feb 97	8.06	8.07	7.94	7.56	20.83	19.12	21.65	22.26
June 97	6.83	7.34	7.17	7.08	19.74	19.59	19.92	21.61
Feb 98	7.78	8.08	7.69	9.16	20.72	20.52	21.02	23.91
June 98	8.00	7.62	7.28	8.99	19.22	18.60	18.37	21.57
test F97	0.812	0.704	0.348	0.051	0.055	0.522	0.210	0.954
test J97	0.224	0.628	0.929	0.320	0.167	0.383	0.367	0.085
test F98	0.821	0.720	0.184	0.127	0.077	0.154	0.531	0.018
test J98	0.350	0.869	0.785	0.001	0.425	0.516	0.010	0.091
30+ hours								
Feb 95	85.79	86.53	86.20	85.87	70.63	70.03	71.07	66.84
June 95	89.58	87.77	90.08	87.65	73.64	72.22	72.51	70.24
Feb 96	84.88	86.22	85.28	85.76	70.37	69.69	70.80	66.87
June 96	88.67	87.97	88.45	88.67	74.53	71.77	73.16	70.74
Feb 97	86.61	86.19	87.42	86.93	68.00	69.88	69.03	65.04
June 97	89.85	88.82	90.22	89.11	72.79	72.00	73.84	69.44
Feb 98	86.03	86.29	87.60	85.72	68.82	69.60	70.02	65.27
June 98	88.26	88.67	89.70	86.91	73.25	72.84	74.36	70.24
test F97	0.077	0.760	0.029	0.045	0.016	0.963	0.081	0.024
test J97	0.220	0.082	0.143	0.052	0.168	0.943	0.337	0.169
test F98	0.332	0.861	0.019	0.837	0.107	0.746	0.419	0.049
test J98	0.161	0.134	0.611	0.030	0.377	0.239	0.141	0.761
mean N	4,202	7,823	4,664	7,504	4,021	7,206	3,981	7,080

Note: Tests are *t*-tests for differences between the given month and the same month pooled for 1995 and 1996. Reported test statistics are *p*-values (the level of significance at which there is evidence for a change, i.e. the probability of error if concluding that there has been a change). N's are "mean" monthly sample sizes (see section 2.3).

TABLE 9
New Jobs (<1 month) That Are Less Than 15 Hours per Week

Employed	Men					Women				
%	Canada	Atlantic	Quebec	Ontario	West	Canada	Atlantic	Quebec	Ontario	West
Feb 95	0.63	1.10	0.87	0.35	0.68	0.84	1.21	1.15	0.58	0.87
June 95	0.77	0.74	1.05	0.73	0.58	0.84	1.03	0.72	0.62	1.18
Feb 96	0.71	1.09	1.00	0.50	0.66	0.93	1.21	1.09	0.83	0.87
June 96	0.65	0.84	0.81	0.52	0.65	0.93	0.97	1.15	0.76	0.97
Feb 97	0.26	0.52	0.32	0.16	0.30	0.42	0.48	0.30	0.43	0.47
June 97	0.46	0.67	0.46	0.41	0.45	0.56	1.03	0.52	0.48	0.58
Feb 98	0.32	0.40	0.31	0.31	0.32	0.40	0.62	0.39	0.24	0.57
June 98	0.37	0.94	0.28	0.29	0.40	0.70	1.00	0.62	0.62	0.78
test F97	0.000	0.004	0.000	0.001	0.000	0.000	0.000	0.000	0.033	0.003
test J97	0.000	0.477	0.006	0.047	0.145	0.000	0.874	0.017	0.069	0.000
test F98	0.000	0.000	0.000	0.188	0.001	0.000	0.002	0.000	0.000	0.031
test J98	0.000	0.422	0.000	0.001	0.035	0.021	0.997	0.095	0.554	0.058
#										
Feb 95	34,465	4,078	11,807	7,634	10,946	41,886	4,234	13,267	11,668	12,717
June 95	45,285	3,207	15,279	16,959	9,840	43,465	3,894	8,786	12,788	17,997
Feb 96	39,109	3,993	13,358	11,167	10,591	46,176	4,143	12,748	16,549	12,736
June 96	38,553	3,604	11,742	12,062	11,145	48,308	3,644	13,883	15,984	14,797
Feb 97	14,407	1,893	4,152	3,506	4,856	20,498	1,648	3,563	8,458	6,829
June 97	27,078	2,941	6,818	9,564	7,755	28,508	3,869	6,246	9,562	8,831
Feb 98	18,005	1,483	4,154	7,040	5,328	20,389	2,238	4,587	4,936	8,628
June 98	22,136	4,128	4,117	7,019	6,872	37,158	3,918	7,552	13,260	12,428
test F97	0.000	0.003	0.000	0.001	0.000	0.000	0.000	0.000	0.027	0.002
test J97	0.000	0.517	0.008	0.045	0.147	0.000	0.899	0.017	0.049	0.000
test F98	0.000	0.000	0.000	0.255	0.002	0.000	0.004	0.000	0.000	0.046
test J98	0.000	0.379	0.000	0.001	0.043	0.044	0.837	0.100	0.672	0.101

Note: Tests are *t*-tests for differences between the given month and the same month pooled for 1995 and 1996. Reported test statistics are *p*-values (the level of significance at which there is evidence for a change, i.e. the probability of error if concluding that there has been a change). The upper panel presents the percentage of new jobs (<1 month) that are less than 15 hours per week relative to total employment. The lower panel provides the number of new jobs in the population associated with the percentages in the upper panel.

TABLE 10
New Jobs (<1 Month) of All Hours

Employed	Men					Women				
%	Canada	Atlantic	Quebec	Ontario	West	Canada	Atlantic	Quebec	Ontario	West
Feb 95	2.90	4.58	3.30	1.99	3.40	2.95	2.06	4.04	3.65	3.12
Jun 95	4.81	8.52	5.79	3.27	5.11	4.06	3.22	4.68	6.47	4.11
Feb 96	2.76	3.81	3.48	1.84	3.17	2.75	2.50	3.16	3.09	2.67
Jun 96	4.43	7.40	5.15	3.42	4.44	3.64	2.64	4.71	5.49	3.70
Feb 97	1.60	2.40	1.61	1 26	1.87	1.30	1.26	1.10	1.79	1.38
Jun 97	4.13	8.21	5.13	3.06	3.69	3.60	3.20	3.55	6.45	3.48
Feb 98	2.04	2.83	1.79	1.65	2.62	2.00	1.83	1.91	2.38	2.20
Jun 98	3.66	7.33	4.40	2.65	3.48	3.25	2.34	4.04	6.20	3.13
test F97	0.000	0.000	0.000	0.002	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
test J97	0.011	0.639	0.474	0.290	0.001	0.178	0.368	0.010	0.357	0.161
test F98	0.000	0.001	0.000	0.233	0.016	0.000	0.066	0.000	0.004	0.008
test J98	0.000	0.223	0.020	0.011	0.000	0.001	0.021	0.164	0.650	0.009
#										
Feb 95	158,821	16,921	44,595	42,914	54,391	146,281	41,260	46,497	12,762	45,762
Jun 95	284,211	37,106	83,966	76,097	87,042	210,512	66,289	57,078	24,588	62,557
Feb 96	152,482	13,964	46,628	40,657	51,233	137,016	50,097	37,134	10,579	39,206
Jun 96	261,619	31,710	74,288	79,660	75,961	188,446	54,470	56,663	20,688	56,625
Feb 97	87,521	8,653	21,186	27,228	30,454	63,959	24,754	12,962	6,164	20,079
Jun 97	245,603	35,966	75,678	70,859	65,100	183,748	63,887	42,688	24,233	52,940
Feb 98	115,356	10,506	23,911	37,613	43,326	101,781	37,337	22,528	8,659	33,257
Jun 98	220,530	32,253	64,390	63,489	60,398	173,116	49,843	49,140	24,422	49,711
test F97	0.000	0.000	0.000	0.001	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
test J97	0.017	0.519	0.631	0.279	0.001	0.104	0.566	0.010	0.415	0.161
test F98	0.000	0.001	0.000	0.407	0.037	0.000	0.100	0.000	0.016	0.018
test J98	0.000	0.362	0.032	0.028	0.000	0.005	0.052	0.184	0.363	0.036

Note: Tests are *t*-tests for differences between the given month and the same month pooled for 1995 and 1996. Reported test statistics are *p*-values (the level of significance at which there is evidence for a change, i.e. the probability of error if concluding that there has been a change). The upper panel presents the percentage of new jobs (<1 month) relative to total employment. The lower panel provides the number of new jobs in the population associated with the percentages in the upper panel.

TABLE 11
New Jobs (<1 Month) That Are 15-30 Hours per Week

Employed	Men					Women				
%	Canada	Atlantic	Quebec	Ontario	West	Canada	Atlantic	Quebec	Ontario	West
Feb 95	0.49	0.46	0.51	0.44	0.55	0.82	0.69	0.99	0.65	0.91
Jun 95	0.73	0.11	0.68	0.62	0.83	1.04	0.72	1.53	1.79	0.90
Feb 96	0.39	0.69	0.48	0.33	0.31	0.66	0.57	0.69	0.79	0.74
Jun 96	0.69	1.26	0.65	0.64	0.66	0.92	0.60	1.26	1.47	0.95
Feb 97	0.28	0.44	0.24	0.24	0.32	0.38	0.46	0.25	0.50	0.36
Jun 97	0.57	0.99	0.79	0.49	0.40	1.04	0.93	1.05	1.39	1.10
Feb 98	0.27	0.33	0.08	0.21	0.45	0.59	0.59	0.45	0.49	0.74
Jun 98	0.58	1.01	0.67	0.45	0.59	0.70	0.55	0.96	1.18	0.59
test F97	0.004	0.368	0.033	0.124	0.240	0.000	0.201	0.000	0.188	0.000
test J97	0.044	0.342	0.472	0.172	0.001	0.526	0.076	0.175	0.337	0.279
test F98	0.002	0.092	0.000	0.063	0.751	0.690	0.788	0.021	0.163	0.550
test J98	0.085	0.401	0.971	0.097	0.238	0.001	0.371	0.690	0.053	0.009
#										
Feb 95	26,920	1,701	6,957	9,465	8,797	40,687	13,718	11,418	2,264	13,287
Jun 95	43,129	4,835	9,827	14,336	14,131	54,112	14,891	18,683	6,799	13,739
Feb 96	21,421	2,535	6,456	7,405	5,025	33,090	11,334	8,147	2,708	10,901
Jun 96	40,961	5,409	9,380	14,934	11,238	47,577	12,378	15,149	5,539	14,511
Feb 97	15,188	1,599	3,162	5,270	5,157	18,939	8,954	2,994	1,720	5,271
Jun 97	33,982	4,339	11,686	11,269	6,688	53,291	18,554	12,675	5,243	16,819
Feb 98	15,056	1,238	1,182	4,946	7,690	30,291	12,050	5,306	1,792	11,143
Jun 98	35,203	4,466	9,813	10,679	10,245	37,368	11,794	11,630	4,637	9,307
test F97	0.003	0.333	0.028	0.114	0.262	0.000	0.174	0.000	0.187	0.000
test J97	0.050	0.382	0.427	0.167	0.001	0.631	0.106	0.168	0.320	0.287
test F98	0.003	0.099	0.000	0.088	0.670	0.107	0.863	0.025	0.230	0.664
test J98	0.125	0.463	0.938	0.130	0.278	0.003	0.466	0.074	0.093	0.018

Note: Tests are *t*-tests for differences between the given month and the same month pooled for 1995 and 1996. Reported test statistics are *p*-values (the level of significance at which there is evidence for a change, i.e. the probability of error if concluding that there has been a change). The upper panel presents the percentage of new jobs (<1 month) that are between 15-30 hours per week relative to total employment. The lower panel provides the number of new jobs in the population associated with the percentages in the upper panel.

TABLE 12
New Jobs (<1 Month) That Are Greater Than 30 Hours per Week

Employed	Men					Women				
%	Canada	Atlantic	Quebec	Ontario	West	Canada	Atlantic	Quebec	Ontario	West
Feb 95	0.49	0.46	0.51	0.44	0.55	0.82	0.69	0.99	0.65	0.91
Jun 95	0.73	0.11	0.68	0.62	0.83	1.04	0.72	1.53	1.79	0.90
Feb 96	0.39	0.69	0.48	0.33	0.31	0.66	0.57	0.69	0.79	0.74
Jun 96	0.69	1.26	0.65	0.64	0.66	0.92	0.60	1.26	1.47	0.95
Feb 97	0.28	0.44	0.24	0.24	0.32	0.38	0.46	0.25	0.50	0.36
Jun 97	0.57	0.99	0.79	0.49	0.40	1.04	0.93	1.05	1.39	1.10
Feb 98	0.27	0.33	0.08	0.21	0.45	0.59	0.59	0.45	0.49	0.74
Jun 98	0.58	1.01	0.67	0.45	0.59	0.70	0.55	0.96	1.18	0.59
test F97	0.004	0.368	0.033	0.124	0.240	0.000	0.201	0.000	0.188	0.000
test J97	0.044	0.342	0.472	0.172	0.001	0.526	0.076	0.175	0.337	0.279
test F98	0.002	0.092	0.000	0.063	0.751	0.690	0.788	0.021	0.163	0.550
test J98	0.085	0.401	0.971	0.097	0.238	0.001	0.371	0.690	0.053	0.009
#										
Feb 95	26,920	1,701	6,957	9,465	8,797	40,687	13,718	11,418	2,264	13,287
Jun 95	43,129	4,835	9,827	14,336	14,131	54,112	14,891	18,683	6,799	13,739
Feb 96	21,421	2,535	6,456	7,405	5,025	33,090	11,334	8,147	2,708	10,901
Jun 96	40,961	5,409	9,380	14,934	11,238	47,577	12,378	15,149	5,539	14,511
Feb 97	15,188	1,599	3,162	5,270	5,157	18,939	8,954	2,994	1,720	5,271
Jun 97	33,982	4,339	11,686	11,269	6,688	53,291	18,554	12,675	5,243	16,819
Feb 98	15,056	1,238	1,182	4,946	7,690	30,291	12,050	5,306	1,792	11,143
Jun 98	35,203	4,466	9,813	10,679	10,245	37,368	11,794	11,630	4,637	9,307
test F97	0.003	0.333	0.028	0.114	0.262	0.000	0.174	0.000	0.187	0.000
test J97	0.050	0.382	0.427	0.167	0.001	0.631	0.106	0.168	0.320	0.287
test F98	0.003	0.099	0.000	0.088	0.670	0.107	0.863	0.025	0.230	0.664
test J98	0.125	0.463	0.938	0.130	0.278	0.003	0.466	0.074	0.093	0.018

Note: Tests are *t*-tests for differences between the given month and the same month pooled for 1995 and 1996. Reported test statistics are *p*-values (the level of significance at which there is evidence for a change, i.e. the probability of error if concluding that there has been a change). The upper panel presents the percentage of new jobs (<1 month) that are between 15-30 hours per week relative to total employment. The lower panel provides the number of new jobs in the population associated with the percentages in the upper panel.

TABLE 13
Percentage of New Jobs (<1 Month) to All New Jobs by Hours Category

Employed	Men					Women				
<15/all	Canada	Atlantic	Quebec	Ontario	West	Canada	Atlantic	Quebec	Ontario	West
Feb 95	21.72	24.02	26.40	17.59	20.01	28.51	58.62	28.50	15.90	27.86
Jun 95	16.01	8.69	18.13	22.32	11.35	20.68	32.01	15.38	9.58	28.75
Feb 96	25.72	28.61	28.74	27.20	20.82	33.87	48.40	34.45	26.83	32.65
Jun 96	14.67	11.35	15.73	15.20	14.64	25.52	36.74	24.44	13.85	26.19
Feb 97	16.25	21.69	19.89	12.66	16.04	32.43	38.03	27.25	24.09	34.06
Jun 97	11.14	8.16	8.97	13.42	12.20	15.56	32.20	14.67	7.45	16.69
Feb 98	15.69	14.16	17.37	18.81	12.21	20.03	33.94	20.43	10.08	25.91
Jun 98	10.11	12.83	6.36	10.94	11.50	21.54	42.68	15.35	10.00	24.94
>=30/all										
Feb 95	61.38	65.94	57.95	60.15	6.39	43.45	38.28	46.84	49.08	43.23
Jun 95	68.81	78.29	70.12	59.02	72.42	53.42	58.11	51.07	56.53	49.21
Feb 96	60.14	53.28	57.47	54.30	69.72	41.88	43.60	43.62	35.23	39.70
Jun 96	69.53	71.62	71.65	66.04	70.27	49.12	47.73	48.67	55.60	48.33
Feb 97	66.25	59.66	65.26	68.83	67.38	37.84	29.32	49.05	45.38	39.71
Jun 97	75.30	79.76	75.62	70.70	77.24	55.53	55.95	55.57	62.37	51.50
Feb 98	71.57	73.97	77.70	67.96	69.85	50.08	54.52	56.05	53.34	40.45
Jun 98	74.04	73.29	78.36	72.08	71.59	56.92	49.72	60.91	64.97	56.27

Note: Percentage of new jobs (<1 month) relative to all new jobs by hours category.

TABLE 14
New Jobs That Have Ended: Focus on the Currently Employed

Employed	Men					Women				
PT & Low Ten.	Canada	Atlantic	Quebec	Ontario	West	Canada	Atlantic	Quebec	Ontario	West
Feb 95	5.69	7.10	5.15	5.75	5.64	5.93	8.75	5.84	4.05	7.22
June 95	6.60	10.73	3.44	6.00	8.09	6.16	11.77	5.51	2.95	8.38
Feb 96	6.31	7.23	2.23	6.48	9.56	4.96	11.06	3.14	2.63	7.90
June 96	7.37	12.21	2.64	7.84	6.75	8.48	8.30	8.05	7.12	10.48
Feb 97	4.40	4.21	2.92	5.15	5.23	5.34	5.56	1.79	6.62	7.30
June 97	3.85	3.71	5.43	3.56	2.71	7.27	11.10	3.41	11.77	2.77
Feb 98	4.25	2.94	4.79	5.13	3.42	5.67	3.22	3.03	6.43	8.52
June 98	5.02	4.63	5.39	3.99	6.00	6.75	12.92	6.56	3.73	7.82
test F97	0.135	0.137	0.727	0.642	0.262	0.936	0.104	0.170	0.196	0.930
test J97	0.006	0.000	0.328	0.113	0.003	0.952	0.737	0.185	0.042	0.002
test F98	0.117	0.027	0.637	0.649	0.019	0.878	0.003	0.481	0.277	0.751
test J98	0.111	0.001	0.420	0.180	0.284	0.676	0.349	0.959	0.506	0.553
FT & Low Ten.										
Feb 95	5.56	11.04	5.51	3.73	5.82	2.62	7.22	3.01	0.21	3.54
June 95	6.29	8.92	8.14	5.27	4.81	3.44	5.96	6.33	1.97	1.43
Feb 96	4.91	11.97	5.51	2.59	4.35	2.32	10.82	1.31	1.68	0.96
June 96	5.82	10.46	5.29	6.30	3.59	4.49	6.63	2.55	5.75	3.69
Feb 97	4.60	6.95	7.89	1.25	4.20	3.22	5.37	3.26	2.55	3.20
June 97	7.25	9.30	4.47	8.06	8.09	3.61	5.00	3.42	1.71	6.09
Feb 98	5.85	5.32	4.50	4.63	8.15	3.70	6.75	1.23	5.86	2.50
June 98	7.72	11.67	9.99	4.28	8.55	3.65	7.17	3.96	2.58	3.07
test F97	0.526	0.052	0.331	0.084	0.631	0.413	0.159	0.575	0.218	0.648
test J97	0.358	0.879	0.313	0.464	0.074	0.733	0.520	0.625	0.201	0.164
test F98	0.577	0.006	0.682	0.419	0.154	0.273	0.421	0.604	0.047	0.934
test J98	0.182	0.470	0.292	0.437	0.048	0.760	0.722	0.823	0.443	0.828
mean N	884	242	175	225	242	662	176	137	175	173

TABLE 14 (continued)
New Jobs That Have Ended: Focus on the Currently Employed

	Men					Women				
	Canada	Atlantic	Quebec	Ontario	West	Canada	Atlantic	Quebec	Ontario	West
Joint Statistical Tests										
Part-time										
Pooled Feb	0.067	0.037	0.950	0.582	0.044	0.962	0.012	0.245	0.121	0.894
Pooled Jun	0.012	0.000	0.245	0.096	0.034	0.780	0.428	0.491	0.192	0.057
Full-time										
Pooled Feb	0.977	0.008	0.610	0.818	0.428	0.229	0.208	0.939	0.023	0.714
Pooled Jun	0.165	0.744	0.907	0.983	0.014	0.696	0.910	0.669	0.235	0.266

Note: Tests are *t*-tests for differences between the given month and the same month pooled for 1995 and 1996. Reported test statistics are *p*-values (the level of significance at which there is evidence for a change, i.e. the probability of error if concluding that there has been a change). N's are "mean" monthly sample sizes (see section 2.3). Joint tests are *t*-tests of the difference between the pooled Februarys' or Junes' in the UI and EI periods. Full-time is greater than 30 hours per week; Part-time is less than 30 hours per week; Low Tenure is less than 6 months.

TABLE 15
COEP Survey and ROE Hours Comparisons, Cohorts 7, 8 and 9

	Survey Hours/Week					
ROE hr/wk	**<15**	**15–29**	**30–40**	**>40**	**Missing**	**Total**
<15	252	392	297	136	48	1,125
15–29	114	876	1,136	347	74	2,547
30–40	54	219	2,697	926	54	3,950
>40	25	123	1,544	1,872	56	3,620
Missing	19	73	357	215	0	664
Total	464	1,683	6,031	3,496	232	11,906

Note: The numbers in each cell are the count of the number of people in the sample in the relevant category.

TABLE 16
COEP Survey and ROE Hours Comparisons for Jobs Entirely in the EI Regime, Cohorts 7, 8 and 9

	Survey Hours/Week				
ROE hr/wk	**<15**	**15–29**	**30–40**	**>40**	**Total**
<15	96	159	140	79	474
15–29	41	277	527	194	1,039
30–40	21	52	1,301	516	1,890
>40	11	24	359	1,017	1,411
Total	169	512	2,327	1,806	4,814

Note: The numbers in each cell are the count of the number of people in the sample in the relevant category.

TABLE 17

COEP Survey and ROE Eligibility Comparisons for Jobs under the UI and EI Regimes. Cohorts 7, 8 and 9

Eligible Under UI?	Eligible under EI?			
	No	Using Ref. Job Only	Using Mult. Job in Qual. Per.	Total Jobs
No	1,948.3 76.4	232.6 9.1	369.8 14.5	2,550.7 100.0
Using Reference Job Only	246.3 3.3	6,964.9 94.1	192.7 2.6	7,404.0 100.0
Using Multiple Jobs in Qualifying Period	76.3 4.5	212.0 12.6	1,400.0 82.9	1,688.3 100.0
Total	2,271.0	7,409.5	1,962.5	11,643.0

Notes: The weighting in the survey causes the counts of individuals to be decimal numbers. In the table, "No" indicates that the person would not be eligible; "Ref. Job" indicates that, based only on the work undertaken as for the reference job, the person would be eligible; and "Mult. Jobs" indicates that the person would be eligible if the multiple jobs that the person had in the qualifying period were combined.

The upper numbers in each category are the number of people in the sample in the relevant group; the number below is the row percentage.

TABLE 18
Eligibility Transitions by Province, COEP, Cohorts 7, 8 and 9.

Eligibility Under UI / EI	Province											
	Nfld	PEI	NS	NB	Que	Ont	Man	Sask	Alta	BC	Nwt	Total
Unknown	8.0	1.7	6.5	17.1	62.4	46.7	7.8	6.8	25.7	28.7	1.7	213.0
	3.2	2.1	1.7	4.1	1.9	1.2	1.8	1.9	2.0	1.9	3.5	1.8
Not Eligible / Not Eligible	38.0	12.3	52.4	63.7	393.2	690.7	99.2	78.3	270.3	245.6	12.1	1,955.7
	15.3	15.1	13.8	15.2	12.1	18.2	22.1	21.4	20.5	16.0	24.7	16.4
Not Eligible / Using Ref. Job	10.4	5.8	11.0	13.9	44.4	98.8	7.2	8.8	16.4	16.8	0.1	233.6
	4.2	7.1	2.9	3.3	1.4	2.6	1.6	2.4	1.3	1.1	0.2	2.0
Not Eligible / Using Mult. Jobs	11.1	4.7	20.6	18.4	113.8	94.0	15.6	9.3	44.8	38.9	0.2	371.4
	4.5	5.7	5.4	4.4	3.5	2.5	3.5	2.5	3.4	2.5	0.4	3.1
Using Ref. Job / Not Eligible	2.4	0.6	5.3	3.1	42.8	105.7	10.6	2.3	34.7	39.7	0.0	247.4
	1.0	0.8	1.4	0.7	1.3	2.8	2.4	0.6	2.6	2.6	0.0	2.1
Using Ref. Job / Using Ref. Job	136.8	37.9	224.4	227.2	2,042.1	2,172.6	239.7	204.2	726.5	947.3	29.9	6,988.4
	55.1	46.3	59.1	54.2	62.8	57.2	53.5	55.9	55.1	61.7	61.2	58.7
Using Ref. Job / Using Mult. Jobs	3.7	1.1	6.2	7.0	76.9	33.5	6.6	6.9	16.0	34.9	0.0	192.8
	1.5	1.4	1.6	1.7	2.4	0.9	1.5	1.9	1.2	2.3	0.0	1.6
Using Mult. Jobs / Not Eligible	0.0	0.6	1.9	3.1	12.9	32.4	3.0	1.8	13.1	7.8	0.0	76.7
	0.0	0.7	0.5	0.7	0.4	0.9	0.7	0.5	1.0	0.5	0.0	0.6
Using Mult. Jobs / Using Ref. Job	8.4	4.4	9.3	13.3	51.7	59.0	6.1	6.5	26.8	27.3	0.0	212.9
	3.4	5.4	2.5	3.2	1.6	1.6	1.4	1.8	2.0	1.8	0.0	1.8
Using Mult. Jobs/Using Mult. Jobs	29.6	12.6	42.2	52.0	413.1	465.5	52.4	40.4	143.8	148.8	4.8	1,405.3
	11.9	15.4	11.1	12.4	12.7	12.3	11.7	11.1	10.9	9.7	9.9	11.8
Total	248.3	81.7	379.6	418.9	3,253.2	3,798.9	448.3	365.2	1,318.1	1,535.9	48.8	11,897.0
	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

Note: The upper number for each set is the number of observations in the cell, the lower number is the column percent. All observations are assigned into 1 of 10 categories, either unknown, or a transition between pairs of states comprising: not eligible for UI/EI; eligible based exclusively on the reference job (1 job); eligible based on combining jobs the person had in the qualifying period (Mult. Jobs).

TABLE 19
Eligibility Transitions by Sex, COEP, Cohorts 7, 8 and 9

Eligibility Under UI / EI	Female	Male	Total
Unknown	82.4 1.4	130.8 2.3	213.2 1.8
Not Eligible / Not Eligible	1,041.2 17.1	915.3 15.8	1,956.5 16.4
Not Eligible / Using Ref. Job	144.9 2.4	88.7 1.5	233.6 2.0
Not Eligible / Using Mult. Jobs	211.8 3.5	159.6 2.8	371.4 3.1
Using Ref. Job / Not Eligible	161.1 2.6	86.3 1.5	247.4 2.1
Using Ref. Job / Using Ref. Job	3,671.7 60.2	3,322.4 57.3	6,994.1 58.8
Using Ref. Job / Using Mult. Jobs	114.3 1.9	79.2 1.4	193.5 1.6
Using Mult. Jobs / Not Eligible	45.6 0.8	31.0 0.5	76.7 0.6
Using Mult. Jobs / Using Ref. Job	51.7 0.9	161.2 2.8	212.9 1.8
Using Mult. Jobs/Using Mult. Jobs	578.9 9.5	826.9 14.3	1,405.8 11.8
Total	6,103.5 100.0	5,801.5 100.0	11,905.0 100.0

Note: The upper number for each set is the count of observations in the cell, the lower number is the column percent. All observations are assigned into 1 of 10 categories, either unknown, or a transition between pairs of states comprising: not eligible for UI/EI; eligible based exclusively on the reference job (1 job); eligible based on combining jobs the person had in the qualifying period (Mult. Jobs).

TABLE 20
Eligibility Transitions by Age, COEP, Cohorts 7, 8 and 9

Eligibility Under UI / EI	Age Category			
	Youth	Prime Age	Older Worker	Total
Unknown	40.2 1.7	153.7 1.8	19.3 1.9	213.3 1.8
Not Eligible / Not Eligible	790.1 33.6	1,078.7 12.7	84.6 8.2	1,953.4 16.5
Not Eligible / Using Ref. Job	107.9 4.6	111.8 1.3	13.1 1.3	232.8 2.0
Not Eligible / Using Mult. Jobs	120.2 5.1	236.2 2.8	15.2 1.5	371.6 3.1
Using Ref. Job / Not Eligible	76.6 3.3	141.5 1.7	29.3 2.8	247.4 2.1
Using Ref. Job / Using Ref. Job	851.2 36.2	5,408.1 63.7	713.5 69.1	6,972.8 58.7
Using Ref. Job / Using Mult. Jobs	47.9 2.0	134.8 1.6	10.0 1.0	192.8 1.6
Using Mult. Jobs / Not Eligible	11.7 0.5	57.5 0.7	7.5 0.7	76.7 0.7
Using Mult. Jobs / Using Ref. Job	37.1 1.6	153.3 1.8	22.5 2.2	212.9 1.8
Using Mult. Jobs / Using Mult. Jobs	267.9 11.4	1,018.3 12.0	117.1 11.4	1,403.3 11.8
Total	2,350.9 100.0	8,493.9 100.0	1,032.2 100.0	11,877 100.0

Note: The upper number for each set is the number of observations in the cell, the lower number is the column percent. All observations are assigned into 1 of 10 categories, either unknown, or a transition between pairs of states comprising: not eligible for UI/EI; eligible based exclusively on the reference job (1 job); eligible based on combining jobs the person had in the qualifying period (Mult. Jobs). Column headings: Youth (25 years and less), Prime Age (26-55), Older Worker (56 years or more).

TABLE 21
Eligibility Transitions by Education, COEP, Cohorts 7, 8 and 9

Eligibility Under UI / EI	School					
	< HS	HS	College	Univ.	Other	Total
Unknown	57.3 2.5	60.1 1.9	54.1 1.7	32.7 1.1	9.0 3.9	213.3 1.8
Not Eligible / Not Eligible	304.6 13.1	480.9 15.5	529.9 16.6	602.4 19.7	39.5 16.9	1,957.2 16.5
Not Eligible / Using Ref. Job	29.3 1.3	42.4 1.4	73.7 2.3	86.4 2.8	1.7 0.7	233.4 2.0
Not Eligible / Using Mult. Jobs	77.0 3.3	119.1 3.9	83.2 2.6	87.0 2.9	3.5 1.5	369.7 3.1
Using Ref. Job / Not Eligible	28.4 1.2	59.8 1.9	47.6 1.5	105.9 3.5	5.8 2.5	247.5 2.1
Using Ref. Job / Using Ref. Job	1,335.3 57.4	1,766.7 57.1	1,973.7 61.9	1,776.1 58.2	132.3 56.6	6,984.1 58.7
Using Ref. Job / Using Mult. Jobs	37.3 1.6	44.6 1.4	50.0 1.6	61.2 2.0	0.6 0.3	193.6 1.6
Using Mult. Jobs / Not Eligible	13.6 0.6	23.1 0.8	18.5 0.6	19.3 0.6	2.3 1.0	76.7 0.6
Using Mult. Jobs / Using Ref. Job	84.0 3.6	46.3 1.5	43.3 1.4	33.8 1.1	5.5 2.4	213.0 1.8
Using Mult. Jobs / Using Mult. Jobs	358.7 15.4	452.6 14.6	314.4 9.9	246.9 8.1	33.9 14.5	1,406.5 11.8
Total	2,325.5 100.0	3,095.5 100.0	3,188.5 100.0	3,051.6 100.0	233.9 100.0	11,895.0 100.0

Note: The upper number for each set is the number of observations in the cell, the lower number is the column percent. All observations are assigned into 1 of 10 categories, either unknown, or a transition between pairs of states comprising: not eligible for UI/EI; eligible based exclusively on the reference job (1 job); eligible based on combining jobs the person had in the qualifying period (Mult. Jobs). Column headings indicate the highest level of education attained: <HS is elementary or incomplete high school, HS is high school graduation, the remainder are self explanatory.

TABLE 22
Eligibility Transitions by Marital Status, COEP, Cohorts 7, 8 and 9

Eligibility Under UI / EI	Age Category			
	Married	W/S/D	Single	Total
Unknown	118.6 1.7	17.7 1.5	76.8 2.0	213.1 1.8
Not Eligible / Not Eligible	816.4 11.9	154.5 13.1	984.1 25.7	1,954.9 16.4
Not Eligible / Using Ref. Job	93.0 1.4	13.0 1.1	127.6 3.3	233.6 2.0
Not Eligible / Using Mult. Jobs	155.9 2.3	34.0 2.9	179.9 4.7	369.8 3.1
Using Ref. Job / Not Eligible	128.9 1.9	30.7 2.6	87.6 2.3	247.3 2.1
Using Ref. Job / Using Ref. Job	4,439.1 64.6	747.2 63.5	1,796.1 46.8	6,982.5 58.7
Using Ref. Job / Using Mult. Jobs	96.9 1.4	31.6 2.7	65.0 1.7	193.5 1.6
Using Mult. Jobs / Not Eligible	51.2 0.7	9.6 0.8	15.9 0.4	76.7 0.6
Using Mult. Jobs / Using Ref. Job	133.5 1.9	16.1 1.4	63.2 1.7	212.9 1.8
Using Mult. Jobs / Using Mult. Jobs	842.9 12.3	123.1 10.5	439.7 11.5	1,405.7 11.8
Total	6,876.5 100.0	1,177.5 100.0	3,836.0 100.0	11,890.0 100.0

Note: The upper number for each set is the number of observations in the cell, the lower number is the column percent. All observations are assigned into 1 of 10 categories, either unknown, or a transition between pairs of states comprising: not eligible for UI/EI; eligible based exclusively on the reference job (1 job); eligible based on combining jobs the person had in the qualifying period (Mult. Jobs).

TABLE 23
Eligibility Transitions by Household Type, COEP, Cohorts 7, 8 and 9

Eligibility Under UI / EI	Household Type								
	Single Person	Respon-dent & Partner	Couple & Child<15	Single & Child<15	Couple & Others	Couple, Child<15 & Others	Single, Child<15 & Others	Single & Others	Total
Unknown	30.6 2.0	49.4 2.3	29.2 1.1	3.2 1.1	27.5 2.1	11.4 1.4	2.3 1.0	59.7 2.1	213.3 1.8
Not Eligible / Not Eligible	273.4 18.1	281.8 12.9	316.0 11.8	35.1 12.6	160.2 12.0	88.5 11.2	39.5 17.0	760.4 26.5	1,954.8 16.5
Not Eligible / Using Ref. Job	24.1 1.6	36.9 1.7	40.7 1.5	4.2 1.5	14.4 1.1	4.1 0.5	3.7 1.6	104.6 3.7	232.8 2.0
Not Eligible / Using Mult. obs	51.1 3.4	60.5 2.8	59.9 2.2	7.5 2.7	31.8 2.4	23.3 3.0	3.8 1.6	131.8 4.6	369.7 3.1
Using Ref. Job / Not Eligible	40.5 2.7	38.1 1.8	40.0 1.5	2.8 1.0	28.6 2.1	23.8 3.0	7.2 3.1	66.5 2.3	247.5 2.1
Using Ref. Job / Using Ref. Job	880.6 58.2	1,326.6 60.7	1,839.3 68.6	178.1 63.8	844.1 63.1	489.1 61.8	133.8 57.7	1,288.2 45.0	6,979.9 58.7
Using Ref. Job / Using Mult. Jobs	17.7 1.2	53.9 2.5	25.4 1.0	12.1 4.4	14.2 1.1	11.9 1.5	10.1 4.3	48.4 1.7	193.6 1.6
Using Mult. Jobs / Not Eligible	1.9 0.1	6.3 0.3	16.5 0.6	2.1 0.7	8.1 0.6	12.1 1.5	1.4 0.6	28.3 1.0	76.7 0.7
Using Mult. Jobs / Using Ref. Job	22.5 1.5	49.3 2.3	35.2 1.3	4.1 1.5	28.0 2.1	18.3 2.3	0.3 0.1	55.2 1.9	213.0 1.8
Using Mult. Jobs / Using Mult. Jobs	169.8 11.2	283.3 13.0	278.3 10.4	29.8 10.7	179.9 13.5	108.8 13.8	30.1 13.0	322.7 11.3	1,402.7 11.8
Total	1,512.1 100.0	2,186.1 100.0	2,680.6 100.0	279.0 100.0	1,336.9 100.0	791.3 100.0	232.2 100.0	2,865.8 100.0	11,884.0 100.0

Note: The upper number for each set is the number of observations in the cell, the lower number is the column percent. All observations are assigned into 1 of 10 categories, either unknown, or a transition between pairs of states comprising: not eligible for UI/EI; eligible based exclusively on the reference job (1 job); eligible based on combining jobs the person had in the qualifying period (Mult. Jobs)

TABLE 24
Eligibility Transitions by Ethnic Affiliation, COEP, Cohorts 7, 8 and 9

Eligibility Under UI / EI	Self Reported Minority Status			
	Not Visible Minority	Visible Minority	First Nations	Total
Unknown	181.4 1.9	10.5 1.3	7.1 1.4	199.0 1.8
Not Eligible / Not Eligible	1,575.6 16.2	157.4 19.6	96.1 19.1	1,829.0 16.6
Not Eligible / Using Ref. Job	185.0 1.9	26.5 3.3	7.7 1.5	219.3 2.0
Not Eligible / Using Mult. Jobs	311.0 3.2	13.4 1.7	24.3 4.8	348.6 3.2
Using Ref. Job / Not Eligible	222.0 2.3	9.3 1.2	4.3 0.9	235.6 2.1
Using Ref. Job / Using Ref. Job	5,731.8 59.0	483.3 60.0	268.4 53.4	6,483.5 58.8
Using Ref. Job / Using Mult. Jobs	164.7 1.7	15.4 1.9	6.7 1.3	186.8 1.7
Using Mult. Jobs / Not Eligible	52.8 0.5	13.5 1.7	3.1 0.6	69.4 0.6
Using Mult. Jobs / Using Ref. Job	181.2 1.9	6.1 0.8	5.8 1.2	193.2 1.8
Using Mult. Job / Using Mult. Jobs	1,111.8 11.4	69.9 8.7	79.0 15.7	1,260.7 11.4
Total	9,717.3 100.0	805.2 100.0	502.5 100.0	11,025.0 100.0

Note: The upper number for each set is the number of observations in the cell, the lower number is the column percent. All observations are assigned into 1 of 10 categories, either unknown, or a transition between pairs of states comprising: not eligible for UI/EI; eligible based exclusively on the reference job (1 job); eligible based on combining jobs the person had in the qualifying period (Mult. Jobs). Minority affiliation is self-reported in the COEP.

TABLE 25
Eligibility Transitions (Coefficients and Standard Errors), COEP, Cohorts 7, 8 and 9

	Newly Eligible			Disqualified		
	Probit	**Logit**	**dF/dx**	**Probit**	**Logit**	**dF/dx**
Female	0.181+ (0.072)	0.405+ (0.158)	0.017 (0.007)	0.216+ (0.098)	0.491+ (0.239)	0.012 (0.006)
Youth	0.306* (0.088)	0.634* (0.177)	0.034 (0.012)	0.279~ (0.148)	0.649~ (0.348)	0.019 (0.012)
Older	-0.129 (0.126)	-0.312 (0.288)	-0.011 (0.010)	0.243 (0.167)	0.571 (0.378)	0.017 (0.014)
Single	0.254* (0.074)	0.553* (0.154)	0.027 (0.008)	-0.100 (0.125)	-0.268 (0.307)	-0.006 (0.007)
Less Than High School	0.013 (0.098)	0.034 (0.212)	0.001 (0.010)	-0.098 (0.161)	-0.255 (0.400)	-0.005 (0.008)
Greater Than High School	-0.056 (0.082)	-0.124 (0.179)	-0.005 (0.008)	0.055 (0.118)	0.121 (0.285)	0.003 (0.007)
Visible Minority	0.078 (0.125)	0.146 (0.266)	0.004 (0.018)	-0.111 (0.144)	-0.268 (0.348)	-0.004 (0.009)
Aboriginal	0.273 (0.312)	-0.010 (0.009)	0.015 (0.018)	-0.198 (0.215)	-0.529 (0.539)	-0.010 (0.009)

TABLE 25 (continued)
Eligibility Transitions (Coefficients and Standard Errors), COEP, Cohorts 7, 8 and 9

	Newly Eligible			Disqualified		
	Probit	**Logit**	**dF/dx**	**Probit**	**Logit**	**dF/dx**
Nfld	0.334*	0.643*	0.041	-0.518*	-1.263*	-0.019
	(0.105)	(0.220)	(0.015)	(0.170)	(0.439)	(0.004)
PEI	0.533*	1.016*	0.077	-0.355+	-0.866+	-0.014
	(0.107)	(0.223)	(0.020)	(0.166)	(0.407)	(0.005)
NS	0.303*	0.585*	0.036	-0.267~	-0.640~	-0.012
	(0.106)	(0.225)	(0.015)	(0.147)	(0.351)	(0.006)
NB	0.204~	0.351	0.022	-0.386+	-0.914+	-0.016
	(0.119)	(0.255)	(0.015)	(0.170)	(0.420)	(0.005)
Que	0.006	0.001	0.000	-0.292+	-0.703+	-0.015
	(0.112)	(0.244)	(0.011)	(0.141)	(0.347)	(0.006)
Man	-0.014	-0.088	-0.002	-0.093	-0.209	-0.005
	(0.114)	(0.250)	(0.011)	(0.136)	(0.314)	(0.007)
Sask	-0.007	-0.077	-0.001	-0.483*	-1.217*	-0.018
	(0.120)	(0.258)	(0.011)	(0.165)	(0.412)	(0.005)
Alta	-0.036	-0.115	-0.004	0.022	0.044	0.001
	(0.110)	(0.240)	(0.010)	(0.128)	(0.297)	(0.008)
BC	-0.153	-0.365	-0.014	-0.035	-0.081	-0.002
	(0.118)	(0.262)	(0.010)	(0.126)	(0.298)	(0.007)
Nwt	-0.816*	-2.050*	-0.040	—	—	—
	(0.253)	(0.673)	(0.006)	—	—	—
Intcpt	-1.892*	-3.473*	—	-1.983*	-3.697*	—
	(0.098)	(0.206)	—	(0.178)	(0.438)	—

Note: The top number for each variable is the coefficient, the lower one is a standard error. Statistical significance is indicated by: $p<0.10$ = ~, $p<0.05$ = +, $p<0.01$ =*. The "dF/dx" columns are the changes in the probability of eligibility that occur as the relevant indicator variable changes from zero to one. It is derived from the relevant probit regression (see the latter part of section 3.3). The education variables are less than completed high school, and greater than high school (i.e. post-secondary), with exactly a high school graduation certificate being the omitted group. Youth are <25, and older is >55; single is "never married." The Northwest Territories sample size did not permit estimation of the "disqualified" regression. Minority status is Aboriginal, visible minority, and not visible minority (omitted group).

TABLE 26
Summary of Entitlement Changes. COEP. Cohorts 7, 8 and 9

Eligible Under UI?	Eligible Under EI?	UI Entitlement (Weeks)	EI Entitlement (Weeks)	Difference					N
				Mean	Min	25 pct	75 pct	Max	
No	No	0	0	0	0	0	0	0	1,805
No	Yes, 1 job	0	23.9	23.9	14	19	26	45	290
No	Yes, Mult.	0	29.3	29.3	14	22	34	45	432
Yes, 1 job	No	30	0	-30	-50	-34	-23	-14	196
Yes, 1 job	Yes, 1 job	39.4	37.8	-1.6	-24	-4	2	23	6,643
Yes, 1 job	Yes, Mult.	36.6	29.2	-7.4	-24	-12	-2	23	192
Yes, Mult.	No	23.5	0	-23.5	-40	-27	-19	-16	68
Yes, Mult.	Yes, 1 job	31.7	37.1	5.4	-13	1	8	23	313
Yes, Mult.	Yes, Mult.	31.3	32.4	1.1	-19	-2	4	22	1,704
TOTAL (ignoring No, No)		35.2	34.9	-0.3	-50	-4	2	45	9,838

Note: "Yes" or "No" indicates the person's eligibility for benefits; "1 job" indicates that the workers in the category would be eligible based only on the reference job, "Mult." indicates that the workers in that category have multiple jobs and need more than one to be eligible for benefits. Some workers in the "1 job" group have multiple jobs; their entitlement is calculated based on all the jobs they had even though they would be eligible based on the single reference ROE job.

TABLE 27

Summary of Entitlement Changes Removing 50 to 45 Week Maximum Change, COEP Cohorts 7, 8 and 9

Eligible Under UI?	Eligible Under EI?	UI Entitlement (Weeks)	EI Entitlement (Weeks)	Difference					N
				Mean	Min	25 pct	75 pct	Max	
No	Yes, 1 job	0	23.9	23.9	14	19	26	50	290
No	Yes, comb.	0	29.6	29.6	14	22	34	50	432
Yes, 1 job	No	30	0	-30	-50	-34	-23	-14	196
Yes, 1 job	Yes, 1 job	39.4	38.6	-0.8	-24	-2	2	24	6,643
Yes, 1 job	Yes, comb.	36.6	29.4	-7.2	-24	-12	-2	23	192
Yes, comb.	No	23.5	0	-23.5	-40	-27	-19	-16	68
Yes, comb.	Yes, 1 job	31.7	37.7	6	-13	2	9	23	313
Yes, comb.	Yes, comb.	31.3	32.8	1.5	-19	-1	4	24	1,704
TOTAL (ignoring No, No)		35.2	35.6	0.4	-50	-2	2	50	9,838

Note: "Yes" or "No" indicates the person's eligibility for benefits; "1 job" indicates that the workers in the category would be eligible based only on the reference job, "Mult." indicates that the workers in that category have multiple jobs and need more than one to be eligible for benefits. Some workers in the "1 job" group have multiple jobs; their entitlement is calculated based on all the jobs they had even though they would be eligible based on the single reference ROE job.

TABLE 28
Entitlement Change Regressions (Coefficients and Standard Errors), COEP, Cohorts 7, 8 and 9

	Actual Entitlement Change		Entitlement Change Capped at 50 Weeks	
	OLS	Ordered Probit	OLS	Ordered Probit
Female	-2.297* (0.437)	-0.364* (0.021)	-2.464* (0.440)	-0.379* (0.021)
Youth	-0.057 (0.847)	-0.024 (0.032)	-0.338 (0.852)	-0.053~ (0.032)
Older	-1.716* (0.655)	-0.165* (0.036)	-1.739* (0.660)	-0.133* (0.036)
Single	1.304+ (0.514)	0.112* (0.026)	1.115+ (0.516)	0.095* (0.026)
Less Than High School	0.456 (0.599)	0.055~ (0.031)	0.473 (0.600)	0.049 (0.031)
Greater Than High School	-1.418* (0.500)	-0.147* (0.025)	-1.442* (0.501)	-0.150* (0.025)
Visible Minority	0.517 (0.738)	0.078~ (0.042)	0.426 (0.732)	0.043 (0.042)
Aboriginal	0.478 (1.210)	0.039 (0.052)	0.644 (1.264)	0.059 (0.052)

TABLE 28 (continued)
Entitlement Change Regressions (Coefficients and Standard Errors), COEP, Cohorts 7, 8 and 9

	Actual Entitlement Change		Entitlement Change Capped at 50 weeks	
	OLS	Ordered Probit	OLS	Ordered Probit
Nfld	0.887 (0.722)	-0.152+ (0.073)	2.516* (0.719)	0.025 (0.073)
PEI	3.259* (0.823)	0.072 (0.123)	4.628* (0.815)	0.198 (0.123)
NS	0.448 (0.693)	-0.130+ (0.059)	1.486+ (0.694)	0.036 (0.059)
NB	0.379 (0.878)	-0.158* (0.058)	1.504~ (0.894)	-0.001 (0.058)
Que	-0.915 (0.662)	-0.278* (0.027)	0.157 (0.667)	-0.072* (0.027)
Man	-0.603 (0.666)	-0.081 (0.058)	-0.585 (0.668)	-0.096~ (0.058)
Sask	-0.448 (0.674)	-0.068 (0.063)	-0.448 (0.679)	-0.064 (0.063)
Alta	0.290 (0.619)	0.052 (0.037)	-0.019 (0.622)	-0.008 (0.037)
BC	-0.654 (0.635)	-0.082+ (0.034)	-0.871 (0.638)	-0.123* (0.034)
Nwt	-2.938* (0.971)	-0.528* (0.171)	-1.077 (1.191)	-0.373+ (0.171)
Intcpt	1.578+ (0.626)		2.078* (0.630)	
R-sq	0.027	0.011	0.03	0.01
N	9,797	9,797	9,797	9,797

Note: The top number for each variable is the coefficient, the lower one is a standard error. Statistical significance is indicated by: p<0.10 = ~, p<0.05 = +, p<0.01 =*. The education variables are less than completed high school, and greater than high school (i.e. post-secondary), with exactly a high school graduation certificate being the omitted group. Youth are <25, and older is >55; single is "never married." Minority status is Aboriginal, visible minority, and not visible minority (omitted group).

Assurance-emploi

Les répercussions de l'AE sur les personnes qui travaillent moins de 15 heures par semaine

par Arthur Sweetman
Université de Victoria

Évaluation et développement des données

Politique stratégique

Développement des ressources humaines Canada
Human Resources Development Canada
Canada
SP-AH137-03-00F

Les répercussions de l'AE sur les personnes qui travaillent moins de 15 heures par semaine

Rapport final

Préparé pour :
Évaluation stratégique et suivi du rendement
Évaluation et développement des données
Politique stratégique
Développement des ressources humaines Canada

Rédigé par :
Arthur Sweetman
Université de Victoria

novembre 2000

SP-AH137-11-00F

Remerciements

Merci à Tom Crossley, Jane Friesen, David Green, Alice Nakamura, Anne Routhier, Tom Siedule, Lars Vilhuber et Ging Wong pour leur analyse de l'AE, ainsi qu'à Gordon Dicks, pour son aide en matière de recherche.

Table des matières

Condensé i

1. Introduction et contexte 1

2. Analyse reposant sur les données de l'EPA 7
- 2.1 EPA — Introduction 7
- 2.2 EPA — La reconfiguration de l'EPA et une réduction de l'attraction des nombres ronds pour les heures? 9
- 2.3 EPA — Cumul des emplois 10
- 2.4 EPA — Heures de travail 11
- 2.5 EPA — Nouveaux emplois 14

3. Analyse reposant sur les données de l'ECPIE 19
- 3.1 ECPIE — Introduction 19
- 3.2 ECPIE — La question épineuse des heures 20
- 3.3 ECPIE — Changements au chapitre de l'admissibilité 21
- 3.4 ECPIE — Changements dans la durée des prestations 24

4. Analyse 29

Notes biographiques 31

Bibliographie 33

Liste des tableaux

Tableau 1 Changements attribuables à l'attraction des nombres ronds selon des multiples de cinq (% des répondants qui signalent avoir travaillé pendant des multiples de cinq heures par semaine).....33

Tableau 2 Pourcentage des travailleurs qui cumulent des emplois 34

Tableau 3 Pourcentage des travailleurs qui font moins de 15 heures, groupes présentant des risques élevés 35

Tableau 4 Pourcentage des travailleurs qui font moins de 15 heures, selon la province.....36

Tableau 5 Distribution des heures des travailleurs qui font < 15 heures/semaine Échantillon fractionné au seuil minimum d'admissibilité à l'AE 37

Tableau 6 Distribution des heures des travailleurs qui font < 15 heures/semaine Échantillon fractionné au seuil minimum d'admissibilité à l'AE — par région.....38

Tableau 7 Distribution des heures, 15 à 30 heures et plus de 30 heures, selon le niveau de risque 39

Tableau 8 Distribution des heures, 15 à 30 heures et plus de 30 heures, selon la province.....40

Tableau 9 Nouveaux emplois (<1 mois) qui comptent moins de 15 heures par semaine 41

Tableau 10 Nouveaux emplois (<1 mois), tous les horaires.....42

Tableau 11 Nouveaux emplois (<1 mois) qui comptent entre 15 et 30 heures par semaine 43

Tableau 12 Nouveaux emplois (<1 mois) qui comptent plus de 30 heures par semaine 44

Tableau 13 Pourcentage des nouveaux emplois (<1 mois) par rapport à tous les nouveaux emplois selon la catégorie d'horaire.....45

Tableau 14 Nouveaux emplois qui ont pris fin; attention portée aux travailleurs actifs 46

Tableau 15 Comparaisons des heures selon l'ECPIE et le RE, cohortes 7, 8 et 9 48

Tableau 16 Comparaisons des heures selon l'ECPIE et le RE, emplois assujettis entièrement au régime de l'AE, cohortes 7, 8 et 9 49

Tableau 17 Comparaison de l'admissibilité selon l'ECPIE et le RE, règles de l'AC et régime de l'AE, cohortes 7, 8 et 9 50

Tableau 18 Transitions au chapitre de l'admissibilité par province, cohortes 7, 8 et 9 de l'ECPIE 51

Tableau 19 Transitions au chapitre de l'admissibilité selon le sexe, cohortes 7, 8 et 9 de l'ECPIE 52

Tableau 20 Transitions au chapitre de l'admissibilité selon l'âge, cohortes 7, 8 et 9 de l'ECPIE 53

Tableau 21 Transitions au chapitre de l'admissibilité selon le niveau de scolarité, cohortes 7, 8 et 9 de l'ECPIE 54

Tableau 22 Transitions au chapitre de l'admissibilité selon la situation de famille, cohortes 7, 8 et 9 de l'ECPIE 55

Tableau 23 Transitions au chapitre de l'admissibilité selon le genre de ménage, cohortes 7, 8 et 9 de l'ECPIE 56

Tableau 24 Transitions au chapitre de l'admissibilité selon l'origine ethnique, cohortes 7, 8 et 9 de l'ECPIE 57

Tableau 25 Transitions au chapitre de l'admissibilité (coefficients et erreurs-types), cohortes 7, 8 et 9 de l'ECPIE 58

Tableau 26 Sommaire des changements dans la durée des prestations, cohortes 7, 8 et 9 de l'ECPIE 60

Tableau 27 Sommaire des changements dans la durée des prestations, une fois exclu l'effet de la réduction de la durée maximale des prestations, qui est passée de 50 à 45 semaines, cohortes 7, 8 et 9 de l'ECPIE 61

Tableau 28 Régressions des changements dans la durée des prestations (coefficients et erreurs-types), cohortes 7, 8 et 9 de l'ECPIE 62

Liste des figures

Figure 1 Taux de chômage au Canada (1976-1998) 4

Figure 2 Changements réels dans la durée des prestations 25

Figure 3 Changements dans la durée des prestations (une fois exclu l'effet de la réduction de la durée maximale des prestations, qui est passée de 50 à 45 semaines) 27

Condensé

La présente étude a pour objet d'examiner les changements qui ont pu se produire dans la distribution des horaires de travail au sein de l'économie à la suite du passage de l'assurance-chômage (AC) à l'assurance-emploi (AE). Elle quantifie également les modifications qui ont été apportées aux critères d'admissibilité aux prestations et à la durée des prestations dans la foulée du même changement stratégique. Les principaux aspects de la législation qui sont visés par l'étude sont le passage à un système qui, en premier lieu, utilise les heures comme unité de calcul et, en deuxième lieu, améliore la protection pour les emplois comptant peu d'heures de travail. Ce deuxième aspect, celui de l'assujettissement des emplois à horaires limités, comporte implicitement la possibilité que les travailleurs combinent plusieurs emplois pour être admissibles aux prestations d'AE selon des modalités qui n'étaient pas possibles en vertu de l'AC.

Compte tenu de ce changement, à partir du 5 janvier 1997, tous les travailleurs rémunérés étaient dorénavant couverts par l'AE. Par comparaison, en vertu de l'ancien régime de l'AC, seuls les emplois comptant plus de 15 heures par semaine, ou dont les salaires étaient supérieurs à un seuil prédéterminé (le seuil a varié avec le temps, mais il se situait autour de 150 $ à 163 $ au moment du changement) étaient couverts. L'AC avait ainsi créé une distorsion au sein du marché du travail, d'abord parce qu'il fallait que les travailleurs réussissent à être assurés, et ensuite parce que le prix de la main-d'œuvre augmentait en fonction de la hausse des cotisations à partir du moment où le nombre d'heures par semaine dépassait le seuil prévu. L'AE a permis d'éliminer cette distorsion.

La présente étude s'inspire de l'Enquête sur la population active (EPA) ainsi que de l'Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi (ECPIE) de 1996 appariées aux fichiers administratifs de DRHC pour explorer les changements que la législation a entraînés dans le marché du travail. Les deux enquêtes ont des bases de sondage assez différentes et elles mesurent des aspects très différents du marché du travail. L'EPA est une enquête transversale, c'est-à-dire statique, qui permet d'analyser le comportement et la composition de la population active; cependant, elle n'est pas très efficace lorsqu'il s'agit de mesurer la « fluctuation » des cessations d'emploi. Mais c'est exactement ce que fait l'ECPIE, qui représente une excellente source d'information sur les changements au chapitre de l'emploi et de la situation d'activité.

Certains avertissements s'imposent au sujet de l'interprétation des observations présentées ici. Premièrement, la législation n'est pas en vigueur depuis très longtemps, et certains aspects en ont été mis en œuvre graduellement. Notre étude ne mesure donc que les répercussions à court terme du changement dans la politique publique. Deuxièmement, un même aspect de la législation a pu provoquer des réactions opposées de la part de différents partenaires « travailleur-entreprise »; dans certains cas, les heures ont été rajustées à la hausse, dans d'autres cas, à la baisse, mais nous n'observons qu'un effet macroéconomique net. Dans la mesure où cet effet net est le résultat de mouvements sous-jacents qui s'exercent dans des directions opposées, il se peut que nous ne puissions pas observer les répercussions

que subissent les travailleurs à titre individuel. Troisièmement, la conjoncture économique s'est nettement améliorée entre les deux périodes, ce qui peut influencer légèrement certains des résultats. Enfin, le projet de loi lui-même est un texte législatif très complexe qui a réformé de nombreux aspects du régime de l'AC/l'AE. Un aspect particulier de la réforme peut provoquer une réaction dans un sens, et un autre aspect la réaction opposée. Encore là, étant donné la nature des données dont nous disposions, seul l'effet net sera observable.

Sommaire des conclusions tirées des données de l'EPA

Cumul des emplois

Il n'y a pas de changement observé dans le cumul des emplois chez les hommes. Il n'y a pas de changement observable chez les femmes en général, mais les femmes dans les industries comptant un taux élevé d'emplois à temps partiel ont pu afficher une légère augmentation au chapitre du cumul des emplois.

La distribution des heures pour l'ensemble des emplois

Chez les hommes à l'extérieur de la région de l'Atlantique, il semble y avoir eu une légère diminution des emplois de moins de 15 heures par semaine, ce qui coïncide avec la transition de l'AC à l'AE. Il y a également une augmentation simultanée du pourcentage des emplois comptant plus de 30 heures. Aucun changement n'est observé chez les femmes.

La distribution des heures pour les nouveaux emplois

Les nouveaux emplois (remontant à moins d'un mois) peuvent donner aux entreprises et aux travailleurs une marge de manœuvre qui leur permet de réagir rapidement à la législation. Chez les hommes comme chez les femmes, il y a eu diminution du pourcentage des nouveaux emplois comptant moins de 15 heures par semaine, ce au moment du passage de l'AC à l'AE, et augmentation du pourcentage des emplois de plus de 30 heures par semaine. Il y a donc des raisons de penser qu'au fil du temps, la distribution des horaires hebdomadaires de travail comportera moins d'emplois comptant peu d'heures à la suite de ce changement stratégique; cependant, ces indications sont limitées, puisque le changement stratégique est encore assez récent.

Sommaire des conclusions tirées des données de l'ECPIE

Admissibilité

1) Environ 5,1 p. 100 de toutes les personnes ayant connu une cessation d'emploi qui étaient inadmissibles aux prestations d'AC sont devenues admissibles à l'AE, tandis que 2,8 p. 100 de toutes les personnes ayant subi une cessation d'emploi sont devenues inadmissibles.

2) Les femmes et les jeunes (<25 ans) sont de 2 à 3 p. 100 plus susceptibles que les hommes ou que les membres d'autres groupes d'âge de se retrouver *à la fois* dans les groupes qui ont connu une augmentation et dans ceux qui ont connu une diminution au chapitre de l'admissibilité.

3) On a également constaté des différences selon les provinces : les travailleurs des provinces de l'Atlantique étaient de 2 à 8 p. 100 plus susceptibles de devenir admissibles que l'ensemble des travailleurs qui le sont devenus, et de 1 à 2 p. 100 moins susceptibles de devenir inadmissibles que l'ensemble des travailleurs qui le sont devenus. Par ailleurs, dans les territoires, les chômeurs étaient environ 4 p. 100 moins susceptibles de devenir admissibles par rapport aux travailleurs qui le sont devenus à la suite de l'adoption de la nouvelle loi.

Durée des prestations

1) Les changements dans la durée des prestations sont résumés pour divers genres d'emploi. Certains travailleurs ont connu d'importantes diminutions à ce chapitre, et d'autres, d'importantes augmentations, par suite de l'adoption de la nouvelle politique publique. En moyenne cependant, il n'y a eu qu'une faible réduction de la durée de prestations, soit d'environ 0,3 semaine.

2) Ces changements sont attribuables à deux aspects distincts de la réforme de l'AE, à savoir l'adoption d'un critère reposant sur les heures de travail et la réduction de la durée maximale des prestations, qui est passée de 50 à 45 semaines. On a donc procédé à une analyse hypothétique pour isoler l'effet du changement dans les heures. Si on exclut l'incidence de la réduction du maximum de la période de prestations, la période moyenne augmente, plutôt que de diminuer, généralement de 0,4 semaine environ après l'adoption d'un régime fondé sur les heures dans le cadre duquel la première heure de travail est assurée.

3) Après le passage de l'AC à l'AE, la réduction de la durée des prestations a été d'environ 2,2 semaines de plus chez les femmes que chez les hommes. En outre, les travailleurs qui ont fait des études postsecondaires voient en moyenne leurs prestations réduites d'environ une semaine et demie de plus que les travailleurs dont le niveau de scolarité le plus élevé est le secondaire, et d'environ 2 semaines de plus que les travailleurs qui n'ont pas de diplôme d'études secondaires. Les travailleurs plus âgés (>55 ans) affichent également, en moyenne, une réduction de 1,7 semaine supérieure aux autres. Les répercussions semblent assez semblables d'une province à l'autre, sauf en ce qui concerne une faible augmentation de la durée moyenne relative des prestations à l'Î.-P.-É., et une faible réduction dans les territoires. Ces légers changements moyens selon des groupes démographiques identifiables laissent penser que les changements très vastes observés chez un pourcentage limité de chômeurs sont répartis relativement également dans ces groupes.

En général, il semble y avoir eu de nombreux changements de faible envergure dans la distribution des heures et dans la nature des nouveaux emplois (occupés depuis peu de temps) qui coïncident avec l'entrée en vigueur de l'AE. Même s'il est probable que le passage de l'AC à l'AE explique un grand nombre de ces changements, il n'est peut-être pas juste de les interpréter tous comme s'ils résultaient exclusivement de la transition de l'AC à l'AE, puisque l'évolution de la conjoncture économique entre les deux régimes n'est pas prise en considération.

Les résultats relatifs à l'admissibilité et à la durée des prestations mentionnés ci-dessus sont plus nets. La transition entre l'AC et l'AE a eu des répercussions très diverses qui ont imposé des coûts (importants ou faibles) à certains travailleurs, et qui ont profité à d'autres. Dans l'ensemble, les travailleurs qui sont devenus admissibles étaient plus nombreux que ceux qui sont devenus inadmissibles, et l'aspect du régime qui concerne les heures de travail a donné lieu à une légère augmentation de la durée des prestations.

Enfin, il convient de replacer dans une juste perspective les effets mesurés des changements dans la politique publique. Sur l'ensemble de la population active, chaque changement est limité. Mais pour les sous-groupes ayant été touchés, particulièrement les travailleurs dont les horaires de travail se rapprochent de l'ancien seuil de 15 heures de l'AC, les changements peuvent être assez importants.

1. Introduction et contexte

La transformation du régime d'assurance-chômage (AC) en régime d'assurance-emploi (AE) représente un changement structurel profond apporté à l'un des programmes sociaux les plus vastes et les mieux connus au Canada. La réforme comporte de nombreux éléments interreliés, mais l'objet du présent rapport, qui constitue également l'un des changements les plus frappants, est le passage d'un régime fondé sur les semaines de travail à un régime fondé sur les heures, parallèlement à une augmentation de la couverture du régime. Compte tenu de ce changement, à partir du 5 janvier 1997, tous les travailleurs rémunérés étaient dorénavant couverts par l'AE. Par comparaison, en vertu de l'ancien régime de l'AC, seuls étaient assujettis les emplois comptant plus de 15 heures par semaine, ou dont les salaires étaient supérieurs à un seuil prédéterminé (le seuil a varié avec le temps, mais il était d'environ 150 $ à 163 $ au moment du changement). L'AC avait ainsi créé une distorsion au sein du marché du travail, d'abord parce qu'il fallait que les travailleurs réussissent à être assurés, et ensuite parce que le prix de la main-d'œuvre augmentait en fonction de l'augmentation des cotisations à partir du moment où le nombre d'heures par semaine dépassait le seuil prévu. L'AE a permis d'éliminer cette distorsion. On pourrait s'attendre à ce que l'élargissement de la couverture modifie les résultats observés dans le marché du travail, particulièrement en ce qui concerne la distribution des heures de travail, à mesure que les travailleurs et les entreprises s'adaptent aux changements. De plus, elle influence nettement l'admissibilité aux prestations de nombreux travailleurs et la durée de leurs périodes de prestations. Cela s'explique par deux facteurs : l'assurabilité de ces emplois, mais également la façon dont ils sont combinés les uns aux autres et aux emplois assujettis à l'AC. On trouvera dans Nakamura et Diewert (1997) ainsi que dans les ouvrages qui y sont cités une analyse des antécédents et de la raison d'être des récentes réformes.

Par suite de changements apportés au régime d'AC à d'autres époques, il avait été amplement démontré que les travailleurs et les entreprises adaptent leur comportement aux changements jusqu'à un certain point. Par exemple, Green et Riddell (1997) ainsi que Kuhn et Sweetman (1998a) ont constaté que la durée de nombreux emplois qui se trouvent au seuil de l'admissibilité se rajustent lorsque les critères d'admissibilité à l'AC changent. De plus, Green et Sargent (1998) ont constaté que certains emplois saisonniers semblent taillés sur mesure en fonction des paramètres du régime, et Kuhn et Sweetman (1998b) font observer que lorsque les travailleurs qui démissionnaient sans raison valable ont été exclus du bénéfice des prestations, le taux des démissions a baissé. Cependant, ces mêmes études n'ont observé aucune réaction comportementale envers d'autres changements apportés aux paramètres de l'AC, mais une grande hétérogénéité dans les réactions de divers sous-groupes de la population. Par exemple, même après avoir constaté les réactions aux changements dans les critères d'admissibilité mentionnés ci-dessus, Kuhn et Sweetman (1998a) n'ont observé aucun changement dans la durée des emplois à la suite d'importantes réductions dans les périodes de prestations pour les emplois comptant des semaines de travail supérieures au seuil d'admissibilité. De plus, même si Kuhn et Sweetman (1998b) ont observé une réaction dans le taux des démissions lorsque les personnes qui quittaient leur emploi volontairement ont été exclues du bénéfices des prestations, cette réaction ne s'est manifestée que chez les femmes et chez les jeunes hommes; aucun changement de

comportement n'a été observé chez les hommes d'âge intermédiaire. La conclusion qu'on peut tirer de telles études est qu'il n'est pas toujours possible de prédire comment le marché du travail réagira à un changement dans une politique publique et que nous devons tenter de quantifier ces réactions de façon empirique. De plus, il faut reconnaître que les réactions ne se manifesteront peut-être pas de façon uniforme dans toute la population. La présente étude permet de faire de telles mesures. Elle décrira d'abord la distribution des heures avant et après l'entrée en vigueur de l'AE, pour déterminer s'il y a des différences macroéconomiques selon l'un et l'autre régime; elle examinera ensuite les changements dans la distribution de l'admissibilité et de la durée des prestations découlant de la réforme[1].

Le passage d'un système basé sur les semaines de travail, dans le cadre duquel les emplois comptant peu d'heures n'étaient pas assurés, à un régime basé sur les heures où toutes les heures de travail sont assujetties réduit les distorsions au sein du marché du travail : par exemple, on a pu assister à la création d'un « piège » des emplois de 15 heures qui permettaient d'éviter le versement des cotisations d'AC. Ainsi, des emplois à temps plein remplaceront peut-être des emplois à temps partiel, puisque la différence de coûts attribuables aux cotisations a été éliminée. Ou encore, les entreprises ont pu autrefois augmenter les horaires hebdomadaires au-delà du seuil souhaité, soit le seuil des 15 heures, pour que leurs employés aient droit aux prestations. Ainsi, on assistera peut-être à des changements assez généraux dans les heures de travail autour du seuil des 15 heures, et la détermination des répercussions nettes de la nouvelle politique demeure une question empirique.

Par ailleurs, les nouveaux seuils d'« admissibilité » en fonction des heures pourront revêtir de l'importance en vertu de l'AE. Ces seuils, qui varient selon les régions de l'AE, ont été implicitement mis en place par la nouvelle législation. Même si toutes les heures de travail comptent dorénavant dans le calcul des cotisations à payer, les emplois qui comptent « très peu d'heures » ne seront jamais admissibles aux prestations, puisque les travailleurs qui les occupent, s'ils n'occupent pas d'autres emplois en parallèle, ne pourront accumuler suffisamment d'heures pour répondre au critère d'admissibilité. Les personnes qui gagnent moins de 2 000 $ par année auront droit à un remboursement des cotisations par le biais du système fiscal. Cependant, à un salaire minimum de 7 $, par exemple, cela ne représente que 285 heures de travail, alors que le minimum nécessaire pour avoir droit aux prestations se situe entre 420 et 700 heures, selon le taux de chômage dans la région de l'AE. Ainsi, certains travailleurs paieront des cotisations, mais ne pourront toucher de prestations en dépit du remboursement. Cela pourrait les inciter à délaisser les emplois à horaires très limités et/ou encourager le cumul d'emplois de la part des travailleurs dont les emplois comptent très peu d'heures. De toute évidence, cette question influence à la fois l'offre et la demande de main-d'œuvre[2].

---

1 Nous n'examinerons pas ici les questions relatives à l'inscription aux prestations et à la période pendant laquelle les prestations sont touchées, qui ont fait l'objet d'un autre rapport.

2 Pendant la première année qui a suivi l'entrée en vigueur du projet de loi C-12, les travailleurs gagnant moins de 2 000 $ par année avaient droit à un remboursement des cotisations, et les employeurs des petites entreprises dont les cotisations avaient augmenté par suite des changements avaient droit à un remboursement d'une partie de leurs cotisations en 1997 et en 1998. Ces mesures de compensation ont peut-être ralenti considérablement les réactions comportementales attribuables aux changements dans la loi.

On pourrait s'attendre à des réactions multiples par suite du passage de l'AC à l'AE. Par exemple, les entreprises modifieront peut-être leur ratio capital-travail (en réduisant les heures de travail), puisque le prix de la main-d'œuvre au-delà de 15 heures par semaine a augmenté. Cependant, l'adoption de l'AE pourrait également avoir pour effet de réduire les cotisations, et donc, de diminuer les coûts de main-d'œuvre et d'augmenter l'emploi. Deuxièmement, les entreprises seront peut-être incitées à engager moins de travailleurs et à leur confier un plus grand nombre d'heures par semaine, pour réduire les coûts de la formation et d'autres coûts fixes par travailleur, maintenant que les travailleurs qui ont des horaires limités leur coûtent plus cher qu'en vertu de l'AC. Troisièmement, les travailleurs doivent dorénavant combiner plusieurs emplois selon des modalités qui n'étaient autrefois pas possibles pour avoir droit à des prestations d'AE. Ainsi, certains travailleurs qui n'auraient pas été admissibles aux prestations dans le passé pourront désormais présenter des demandes, alors que les prestations pourront diminuer pour d'autres travailleurs admissibles ou encore augmenter pour des travailleurs autrefois admissibles. Ainsi, la façon dont les travailleurs jugent de l'intérêt d'un emploi pourra changer, et ce phénomène est susceptible d'avoir une incidence sur les horaires et les salaires.

Étant donné la nature des nouvelles règles concernant le cumul des emplois, la réduction du taux des prestations qui résulte du calcul de la moyenne des emplois peu rémunérés exerce un fort effet de dissuasion chez les travailleurs, de sorte qu'ils seront peu enclins à accepter de tels emplois s'ils ont de « meilleurs emplois » (salaire plus élevé) pendant la période de référence[3]. Dès que ce facteur de dissuasion a été reconnu, cependant, Développement des ressources humaines Canada (DRHC) a lancé deux projets pilotes pour mettre à l'essai des solutions de rechange à ce problème. Les répercussions éventuelles sur les résultats observés en sont examinées ci-dessous.

Une mise en garde s'impose : seules les répercussions à court terme des changements de l'AE peuvent être étudiées, étant donné le peu de temps qui s'est écoulé depuis l'entrée en vigueur du nouveau régime. Même si nous nous sommes efforcés de déterminer si des « enseignements » avaient été tirés à mesure que les travailleurs se familiarisaient avec le nouveau régime, il est vraisemblable que les effets de ces enseignements ne se manifesteront pas avant qu'au moins deux ans se soient écoulés depuis le changement (c'est-à-dire en janvier 1999 — les données n'étant pas publiées avant l'année suivante). De toute évidence, cette mise en garde s'applique à l'évaluation de nombreux aspects de la nouvelle législation.

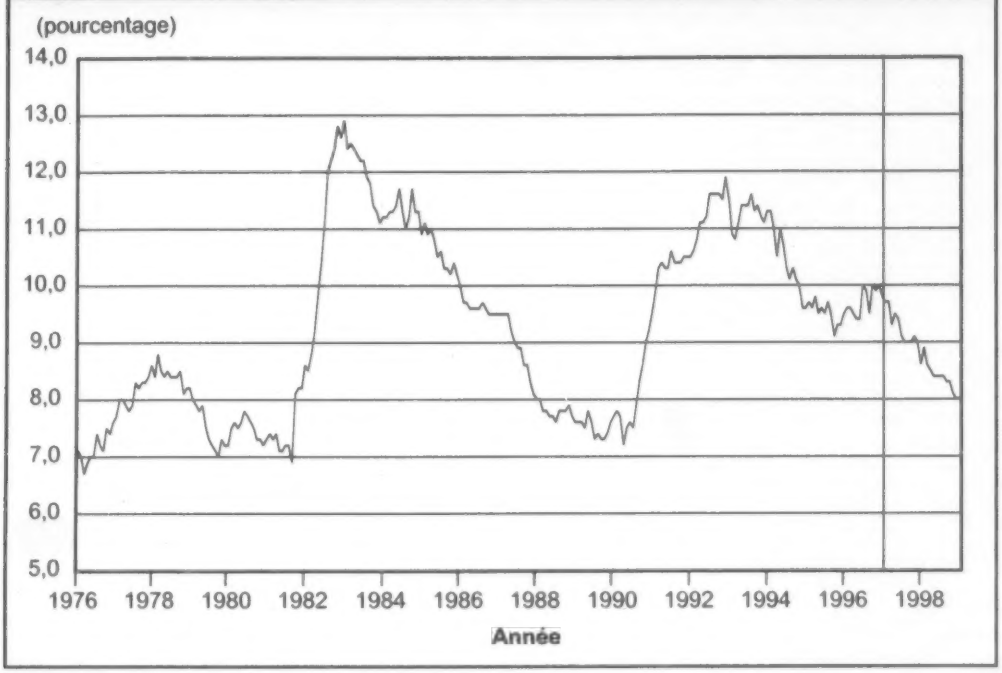
Une deuxième mise en garde s'impose : la conjoncture économique était en train de changer au moment de la transition entre l'AC et l'AE. Comme on le voit dans la figure 1, qui illustre le taux de chômage dans le temps et qui trace une ligne verticale au moment où la politique sur les heures de l'AE est entrée en vigueur en janvier 1997, il y a eu une amélioration marquée de l'économie depuis l'adoption de l'AE. Certains des phénomènes examinés

---

3 À remarquer que la législation de l'AE a également relevé le maximum du salaire qu'un chômeur peut toucher pendant qu'il reçoit des prestations. Ainsi, dans l'ensemble, toute réduction dans le nombre des emplois à horaires limités occupés par les personnes qui sont sur le point de présenter une demande peut-être compensée, du moins en partie, par une augmentation des emplois à horaires limités occupés par des prestataires d'AE.

ci-dessous pourraient s'expliquer par l'évolution des conditions du marché du travail plutôt que par des changements dans la loi. On tente de faire la distinction entre ces deux questions, mais les données sont très limitées.

FIGURE 1
Taux de chômage au Canada
(1976-1998)



Enfin, divers aspects de la législation a peut-être eu des effets opposés sur la distribution des heures. Dans le cas qui nous occupe, le changement connexe le plus important est probablement l'augmentation de la rémunération exclue — c'est-à-dire le salaire qu'un prestataire de l'AE peut toucher sans qu'il soit déduit intégralement de ses prestations. Cette augmentation pourrait avoir pour effet de renforcer la capacité des travailleurs d'occuper des emplois occasionnels pendant qu'ils touchent des prestations et leur désir de le faire.

La présente étude s'inspire de l'Enquête sur la population active (EPA) ainsi que l'Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi (ECPIE) de 1996 appariées aux fichiers administratifs de DRHC pour explorer les changements que la législation a entraînés dans le marché du travail. Les deux enquêtes ont des bases de sondage assez différentes et elles mesurent des aspects très différents du marché du travail. L'EPA est une enquête transversale, c'est-à-dire statistique, qui permet d'analyser le comportement et la composition de la population active; cependant, elle n'est pas très efficace lorsqu'il s'agit de mesurer la « fluctuation » des cessations d'emploi. Mais c'est exactement ce que fait l'ECPIE, qui représente une excellente source d'information sur les changements au chapitre de l'emploi et de la situation d'activité. De plus, l'ECPIE interroge les répondants deux fois, de sorte

qu'elle comporte un aspect longitudinal que n'a pas l'EPA. J'examinerai d'abord les données de l'EPA pour déterminer la distribution des heures, le cumul des emplois, etc., au sein de la population, puis j'utiliserai les données de l'ECPIE pour examiner de façon plus détaillée les caractéristiques des personnes qui ont connu une cessation d'emploi et les répercussions de l'AE sur elles.

2. *Analyse reposant sur les données de l'EPA*

2.1 EPA — Introduction

Il faut faire preuve de beaucoup de prudence lorsqu'on utilise l'Enquête sur la population active (EPA) pour faire une analyse de la mise en œuvre de l'assurance-emploi (AE). L'EPA a en effet été modifiée considérablement en 1996-1997 et, malheureusement, ces changements coïncident presque exactement avec le passage du régime de l'assurance-chômage (AC) à celui de l'assurance-emploi. À nos fins, le problème le plus important est qu'il y a eu « rupture de concept » dans la question portant sur les « heures habituellement travaillées ». (Je dois remercier Natalie Caron et Debra Sunter, de Statistique Canada, qui m'ont expliqué ces changements en détail et leurs conséquences). De façon générale, la « nouvelle » EPA a été implantée graduellement à partir de la fin de 1996. En septembre 1996, on a administré le nouveau questionnaire à un premier groupe de renouvellement, tandis que l'ancien questionnaire a continué d'être utilisé auprès des cinq autres groupes de renouvellement qui y avaient déjà répondu. À mesure que de nouveaux groupes de renouvellement ont été intégrés pendant les mois qui ont suivi, la proportion des répondants auxquels on administrait le nouveau questionnaire de l'EPA augmentait. Janvier 1997 est le premier mois au cours duquel le nouveau questionnaire a été utilisé pour l'ensemble des six groupes du renouvellement. Mon échantillon a été sélectionné de façon à contourner complètement la phase d'implantation graduelle de l'EPA.

Pendant cette phase d'implantation graduelle, on a posé des questions différentes à différentes proportions de travailleurs, mais les données à caractère public *n'indiquent pas* à qui telle question a été posée, de sorte que les données sont inutilisables pour certaines parties de notre étude. De plus, il est impossible de faire des comparaisons avant et après en utilisant la question sur les « heures habituellement travaillées » qui nous intéresse, même en dehors de la période d'implantation graduelle, puisque la question a changé; elle portait à l'origine sur toutes les heures (par exemple rémunérées et non rémunérées), mais ne porte plus désormais que sur les heures rémunérées. (Même si la nouvelle EPA comporte des questions supplémentaires, il ne serait pas réaliste de croire qu'il suffit tout simplement d'additionner diverses composantes de la nouvelle EPA pour obtenir l'équivalent des réponses de l'ancienne). En général, bien que l'EPA demeure une source essentielle de données qui peuvent encore être utilisées pour examiner de nombreuses questions, il faut faire preuve d'une grande prudence, étant donné que le renouvellement de l'enquête coïncide aussi étroitement avec la transition de l'AC à l'AE.

Heureusement, la question sur les « heures effectivement travaillées » (qui vise les heures régulières et les heures supplémentaires) n'a pas été modifiée lorsque l'EPA a été révisée; on peut donc encore l'utiliser pour voir s'il y a des changements résultant de la législation. Cependant, elle ne fournit pas autant d'information, et il faut prendre grand soin de s'assurer qu'il n'y a pas de congé tombant pendant la semaine du sondage au cours d'un mois ou de l'autre (par exemple le Jour du Souvenir en novembre, qui est une journée fériée pour certains

travailleurs), car certains résultats pourraient en être faussés. Huit cycles de l'EPA ont été utilisés pour la présente évaluation : quatre avant janvier 1997 et quatre après. Ils se retrouvent tous dans les bandes-échantillons à grande diffusion pour février et juin, de 1995 à 1998. À remarquer que ces bandes-échantillons ne renferment pas d'information sur les régions de l'AC ou de l'AE, et que l'unité d'analyse géographique est, dans le meilleur des cas, la province. Cependant, comme notre étude porte sur les travailleurs qui occupent des emplois comptant moins de 15 heures par semaine, et qui ne représentent qu'une faible proportion de la population active, nous combinons certaines provinces en régions, pour accroître la taille de l'échantillon. Même s'il s'agit d'une exigence malheureuse à certains égard, une analyse préliminaire des données a démontré qu'elle était indispensable.

On tient compte du caractère saisonnier en « appariant certains mois ». Février et juin ont été retenus parce qu'ils font partie des quelques mois qui ne comportent pas de congé tombant en plein milieu, au moment de la semaine de référence de l'EPA, et qu'ils permettent en outre d'observer des saisons très différentes. En outre, ils sont suffisamment éloignés l'un de l'autre pour que l'échantillon de l'EPA se compose en grande partie de répondants différents. De plus, l'un des cycles d'enquête a eu lieu entre l'entrée en vigueur des deux projets pilotes des « petites semaines » (qui sont décrits de façon plus détaillée ci-dessous), et qui ont commencé respectivement le 4 mai 1997 et le 31 août 1997.

Étant donné la nature des données et le nombre limité de mois disponibles, nous n'avons pas tenté de tenir compte de la conjoncture économique au moyen de techniques économétriques, mais certaines comparaisons simples de divers groupes donnent quelques indications de l'influence des effets cycliques[4]. Comme on l'a vu plus tôt, la conjoncture économique a varié sensiblement au cours des mois comparés.

Comme je recherche des changements de faible envergure, je regroupe la distribution des heures et j'en examine de vastes intervalles, de sorte que la courbe de puissance de mes tests est vaste. Cela permet également d'éviter certains problèmes attribuables à « l'attraction des nombres ronds »[5].

---

4 Des différences transversales dans les taux de chômage d'une province à l'autre, par exemple, ne représentent vraisemblablement pas un moyen adéquat de tenir compte des effets du cycle économique qui nous intéressent ici, et peuvent même donner des résultats faussés. Pour tenir compte des effets du cycle économique, il faudrait faire une comparaison économétrique des changements dans les heures entre un point comparable d'un cycle économique antérieur, par exemple autour de 1986-1987 ou de 1982-1983, et les résultats actuels, mais cela ne rentre pas dans notre mandat.

5 « L'attraction des nombres ronds » est un phénomène fréquent dans plusieurs disciplines du travail empirique. Par exemple, dans le cas de l'âge — les répondants ne signalent pas leur âge véritable, mais ont tendance à l'arrondir à un chiffre qui les arrange mieux, par exemple, un chiffre pair ou un multiple de cinq — « l'attraction des nombres ronds » étant un problème pour les démographes.

2.2 EPA — La reconfiguration de l'EPA et une réduction de l'attraction des nombres ronds pour les heures?

Avant d'utiliser l'Enquête sur la population active (EPA) aux fins de cette étude, il est important d'explorer toute instabilité dans la distribution des heures pendant les périodes qui entourent le passage de l'assurance-chômage (AC) à l'assurance-emploi (AE) et qui est attribuable, du moins pouvons-nous le penser, à la reconfiguration de l'EPA. La façon dont les « heures effectivement travaillées » sont signalées est évidemment un enjeu important. Même s'il n'y a pas eu « rupture de concept » dans la question, il semble possible que la reconfiguration ait pu influencer la façon dont les répondants répondent aux questions. Si l'on examine des histogrammes et des totalisations (qui ne sont pas montrés ici) des « heures effectivement travaillées » signalées, on constate que la distribution semble avoir été « plus régulière » après le changement, les réponses étant moins nombreuses à se terminer par 0 ou 5 (c'est-à-dire 5, 10, 15, 20...). Cela peut s'expliquer du fait que les phénomènes de l'arrondissement et de l'attraction des nombres ronds sont moindres depuis la reconfiguration de l'EPA, ou par des changements dans le programme, ou les deux. S'il y a eu des changements dans le phénomène de l'arrondissement, ils influenceront vraisemblablement toutes conclusions pouvant être tirées des modifications dans les heures autour de la barre des 15. Pour comprendre l'importance et la signification statistique de la réduction observée, on peut consulter le tableau 1, qui présente certaines statistiques sommaires simples.

Le format du tableau 1 est semblable à celui des tableaux qui suivent. La partie supérieure présente des statistiques sommaires pour les mois ayant précédé les changements apportés à la législation en janvier 1997. En dessous, on retrouve les quatre mois de ma fenêtre d'échantillonnage qui suivent la mise en œuvre de la nouvelle législation. Dans la partie inférieure, on retrouve les valeurs *p* d'une série de tests *t* (tests statistiques permettant de déterminer la probabilité que la différence observée dans les résultats soit attribuable au hasard) qui recherchent des différences entre le mois indiqué de la période postérieure à l'AE et l'échantillon regroupé (deux cycles de l'EPA) du même mois (février ou juin) avant le changement. La valeur *p* (valeur de probabilité) est le niveau de signification le moins élevé auquel la valeur de la variable à tester donne lieu au rejet de l'hypothèse nulle. Par exemple, si un test était significatif *précisément* au niveau de 5 p. 100, la valeur *p* serait de 0,050. C'est la valeur que l'on obtiendrait, pour une variable à tester, dans une « table de *t* » très détaillée. En termes simples, une valeur *p* de 5 p. 100 indique qu'une différence dans les résultats pratiquement aussi importante que la différence observée se produirait par hasard seulement 5 p. 100 du temps, de sorte que la valeur estimée observée d'un changement sera vraisemblablement « vraie ». Si la valeur *p* est inférieure, le seuil de confiance indiquant qu'un changement « véritable » s'est produit est plus élevé. À moins d'indication contraire, tous les tests sont bilatéraux.

Dans le tableau 1, la valeur de 68,09, par exemple, dans le coin supérieur gauche, indique que 68,09 p. 100 des hommes employés qui ont répondu à cette question ont travaillé (5, 10, 15, 20 ...) heures par semaine. Comme on peut le voir clairement, pour les hommes comme pour les femmes et pour divers intervalles de la distribution des heures, il y a eu réduction substantielle du nombre de personnes signalant de tels nombres « arrondis ». Il

y a chez les hommes comme les femmes des baisses d'environ 5 à 8 points de pourcentage dans les proportions des travailleurs dont le nombre d'heures est un multiple de 5. Même si, de toute évidence, un important pourcentage des travailleurs effectuent chaque semaine un nombre d'heures qui se termine par 0 ou 5 (particulièrement 40 heures par semaine), le changement est digne de mention. Si l'on se concentre sur la marque des 15 heures, on constate une légère diminution du pourcentage des répondants signalant exactement 15 heures, mais le pourcentage des répondants signalant 13 ou 14 heures et 16 ou 17 heures n'affiche pas de tendance régulière, les réponses pour certains mois après l'AE étant supérieures aux niveaux d'avant l'AE, et vice versa. Cette réduction de l'attraction des nombres ronds peut s'expliquer en partie par un changement véritable dans les heures qui serait le fait de la transition entre l'AC et l'AE, mais une grande partie peut en être attribuable à la reconfiguration de l'enquête. Comme le phénomène se reproduit dans de nombreuses catégories d'heures, et comme je ne remarque pas de changements semblables dans les réponses de l'Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi (ECPIE) (résultats non montrés), je soupçonne que la plus grande partie de la diminution dans les multiples de 5 est attribuable à la reconfiguration de l'EPA, même si le mécanisme n'en est pas clair. Dans les sections qui suivent, les catégories d'heures sont sélectionnées en fonction de ce phénomène, qui justifie qu'on examine de vastes intervalles de la distribution des heures, plutôt que chaque catégorie d'heures à titre individuel.

2.3 EPA — Cumul des emplois

En vertu de l'AE, les travailleurs peuvent combiner des emplois pour avoir droit aux prestations selon des modalités qui n'étaient pas autorisées auparavant. En particulier, des emplois qui n'étaient pas autrefois admissibles peuvent dorénavant être combinés à d'autres emplois semblables, ou à des emplois qui étaient autrefois admissibles. Les tendances du cumul des emplois (le fait pour un travailleur d'occuper simultanément plus d'un emploi) peuvent donc en être influencées. Le tableau 2 examine les taux bruts de cumul des emplois pour différentes sous-catégories de travailleurs. Les hommes et les femmes sont analysés séparément, ainsi que des sous-groupes de chaque sexe sélectionnés parce qu'ils ont peut-être été plus touchés par les changements que le travailleur moyen. Étant donné la nature des données, des changements importants dans certains sous-groupes ne seraient peut-être pas statistiquement observables dans les données pour l'ensemble de la population.

Dans ce tableau et les tableaux semblables qui suivent, les sous-groupes retenus sont les jeunes (<=24 ans), les branches d'activité où les emplois à temps partiel sont nombreux (plus de 15 p. 100 des travailleurs faisant moins de 20 heures par semaine)[6] et les travailleurs n'occupant pas leur emploi depuis longtemps (6 mois ou moins). De plus, la partie supérieure du tableau examine tous les emplois, tandis que la partie inférieure se concentre sur le cumul

6 Selon les catégories de l'EPA, les branches d'activité sont les suivantes : agriculture, commerce de détail, organisations religieuses, services de divertissements et loisirs, services personnels, services d'hébergement et de restauration, ainsi que services divers. Nous avons retenu 20 comme seuil de démarcation parce que nous voulons saisir les branches d'activité qui comptent un fort pourcentage de travailleurs autour de la marque des 15 heures par semaine, plutôt que strictement en dessous; en effet, en principe, il se peut que les entreprises et les travailleurs aient augmenté ou diminué le nombre d'heures que comportent les emplois autour de la marque des 15 heures par semaine.

des emplois à temps partiel (c'est-à-dire au moins deux emplois de moins de 30 heures). Même si la taille de l'échantillon pour chaque test statistique se reflète dans sa valeur *p*, j'aurais voulu préciser indépendamment la taille de l'échantillon de chaque mois. Cependant, si l'on y présentait tous les chiffres, ce tableau et ceux qui suivent seraient très volumineux. Par conséquent, plutôt que d'indiquer la taille de l'échantillon pour chaque mois visé par les tests statistiques, je présente la moyenne pour les mois de référence. Comme l'échantillon de l'EPA est à peu près le même chaque mois, le « N moyen » n'est pas très différent de la taille de l'échantillon de chaque mois.

Même si l'on constate à l'occasion que certaines valeurs *p* du tableau 2 sont faibles, il fallait s'y attendre, étant donné le grand nombre de tests effectués, et il n'y a pas de changement apparent dans les taux de cumul des emplois chez les hommes. Chez les femmes, même s'il y a peu d'indications de changement en général, les femmes qui travaillent dans les branches d'activité où le travail à temps partiel est important ont affiché une faible augmentation du cumul des emplois qui coïncide avec la transition entre l'AC et l'AE. Dans cette catégorie, les travailleuses semblent avoir affiché une hausse modeste, mais statistiquement significative, au chapitre du cumul des emplois.

2.4 EPA — Heures de travail

Les tableaux 3 à 8 examinent le pourcentage des emplois dans des catégories cruciales d'heures de travail, d'abord pour l'ensemble de la population de chaque sexe et pour divers sous-groupes qui, selon moi, pourraient avoir davantage été touchés par la législation, et ensuite, pour différentes régions. Précisons qu'il y aurait moyen de faire des prédictions théoriques de divers changements, dans différentes directions et pour différentes raisons, qui auraient été apportés par les travailleurs ou les entreprises dans les horaires hebdomadaires de travail le long de la courbe de distribution des heures par suite du passage de l'AC à l'AE. En vertu de l'AC, les emplois auraient pu être limités à des horaires inférieurs à 15 heures, ce qui aurait permis d'éviter de payer les cotisations. Dans d'autres cas, les travailleurs et les entreprises ont pu établir des horaires hebdomadaires de 15 heures ou plus par semaine pour que les emplois soient assurés, mais réduire ensuite les horaires à moins de 15 heures par semaine, puisque ceux-ci sont dorénavant assujettis. En outre, la variance dans les horaires autour de la marque des 15 heures par semaine pourrait augmenter, puisque les travailleurs n'ont plus à se préoccuper de l'assujettissement à l'assurance si leurs heures fluctuent d'une semaine à l'autre. Évidemment, il faut un certain temps pour que les travailleurs et les entreprises se familiarisent avec le fonctionnement des nouvelles règles puis s'y adaptent. Comme on l'a vu, on ne peut observer que les répercussions nettes à court terme dans chaque groupe. Il faut se souvenir que ces répercussions peuvent être le résultat de mouvements de sens opposés, et que, compte tenu des enseignements qui ont été tirés, les effets à long terme peuvent être très différents des effets à court terme.

Le tableau 3 examine le pourcentage de l'emploi strictement en dessous de 15 heures (<15 heures). Dans l'ensemble, chez les hommes, il y a eu une diminution statistiquement significative de la proportion des emplois de moins de 15 heures dans les deux échantillons de juin, mais non dans les échantillons de février. On peut faire des observations semblables pour le sous-groupe des jeunes et les branches d'activité comptant beaucoup d'emplois à temps partiel. Le sous-groupe des travailleurs qui n'occupent pas leur emploi depuis longtemps

affiche des résultats semblables pour juin, mais la différence observée en février 1998 n'est statistiquement significative que dans des proportions marginales. L'ampleur de ces changements dépend de la perspective à partir de laquelle on les envisage. Les réductions sont assez limitées par rapport à l'emploi en général. Par exemple, entre juin 1995 et juin 1997, le pourcentage des emplois de moins de 15 heures occupés par des hommes a diminué, passant de 4,29 p. 100 à 3,49 p. 100; ainsi, le niveau est très restreint. Dans ce groupe des travailleurs à horaires limités, cependant, cela représente une diminution de 18,6 p. 100 ([3,49-4,29]/4,29), ce qui, aux yeux de beaucoup, constitue une importante proportion. À remarquer que cet effet semble disparaître après février 1997; on peut penser qu'il y a un décalage dans les réactions à la nouvelle loi, qui s'explique peut-être par les enseignements.

Par contre, chez les femmes, même si les taux postérieurs à l'AE sont inférieurs aux taux antérieurs à l'AE pour la plupart des mois ayant suivi février 1997, presque aucune différence n'est statistiquement significative. Cela ne signifie pas qu'aucun changement ne se soit produit chez les femmes; c'est plutôt que les changements qui peuvent se produire sont trop minimes ou trop difficiles à déceler dans nos données, ou qu'il se produisent plus lentement que chez les hommes. Ou encore, comme chez les hommes, il peut y avoir eu des mouvements bruts de sens opposés, dont nous ne pouvons voir que l'effet macroéconomique net. Il peut s'agir aussi du fait que chez les femmes, l'augmentation brute et la diminution brute « s'équilibrent » plus étroitement que chez les hommes, et comme notre étude ne peut mesurer que des changements macroéconomiques regroupés, nous ne décelons que peu de variations.

Il faut également se souvenir que le montant de la rémunération exemptée que peuvent toucher les personnes qui reçoivent des prestations a été relevé en vertu de l'AE, et que cette mesure peut elle aussi, du moins en principe, avoir un effet ambigu, puisqu'au nouveau seuil, certains travailleurs pourraient être en mesure de travailler plus de 15 heures par semaine tout en touchant des prestations d'AE. D'autres, dont le taux de prestations est plus faible ou le salaire horaire plus élevé, ne pourraient pas travailler plus de 15 heures, mais seraient peut-être plus susceptibles de travailler, étant donné l'éventail plus vaste des emplois qui peuvent être occupés par un prestataire, par suite du relèvement du niveau du salaire exempté. Ainsi, le salaire exempté peut lui aussi expliquer certains des changements observés. En général, il est impossible de déterminer quel aspect de la réforme de l'AE est à l'origine du changement global observé chez les hommes, ou peut avoir une influence chez les femmes. Cependant, si le seuil de la rémunération exemptée est un important facteur ayant contribué à la diminution des heures en dessous de 15, on pourrait s'attendre à voir une augmentation du nombre de travailleurs accomplissant à peine plus de 15 heures par semaine, puisqu'il y a une limite au nombre d'heures de travail qu'un prestataire peut effectuer. On n'observe cependant aucune augmentation dans le pourcentage des travailleurs qui font un peu plus de 15 heures par semaine (comme le montre le tableau 7). On peut en déduire que la baisse observée du pourcentage des travailleurs faisant moins de 15 heures se produit en dépit du relèvement du seuil de la rémunération exemptée encourageant le travail à horaires limités.

De plus, même si les résultats semblent très différents chez les hommes et chez les femmes, il se peut que l'hypothèse retenue implicitement soit inexacte. Compte tenu des changements dans le taux de chômage observés dans la figure 1, il y a eu amélioration évidente de la

conjoncture économique pendant les périodes de référence. Pareille amélioration donne peut-être lieu à une augmentation du pourcentage des emplois à horaires limités. Si la nouvelle loi n'avait pas été adoptée, le pourcentage aurait augmenté, de sorte que la stabilité observée, ou la légère baisse chez les hommes, pourrait en réalité représenter une répercussion nette plus importante de la loi qu'il n'y paraît à première vue. De toute évidence, l'inverse peut aussi être vrai. Il y aura lieu d'analyser cette question plus à fond dans le cadre d'autres travaux à l'avenir.

Toujours dans la catégorie des moins de 15 heures par semaine, le tableau 4 présente les taux par province. Les résultats y sont plus variés chez les hommes, mais on voit clairement que les réductions observées se produisent au Québec et dans les régions plus à l'ouest, alors qu'elles ne se produisent pas dans les provinces de l'Atlantique. Il n'y a toujours pas de réductions statistiquement significatives chez les femmes.

Le tableau 5 répartit les emplois comptant moins de 15 heures par semaine en deux groupes : ceux qui sont au dessus du « seuil limite » d'heures nécessaires (selon la moyenne provinciale) pour avoir droit à l'AE si le travailleur conserve l'emploi pendant 26 semaines, et ceux qui sont en dessous (horaires très limités). Le travailleur qui occupe un seul emploi et dont l'horaire est si limité qu'il n'accumulerait jamais suffisamment d'heures pour présenter une demande d'AE pourrait afficher un comportement très différent de celui du travailleur qui occupe un emploi comptant plus d'heures. De toute évidence, comme il n'y a pas moyen de déterminer les régions de l'AE dans les données, le « seuil limite » doit être établi à partir de la moyenne provinciale. Comme il y a de vastes différences à l'intérieur des provinces, cette estimation est très rudimentaire, mais elle n'en donne pas moins beaucoup d'information. Chez les femmes, on observe des réductions dans les mois au-delà de ceux qui ont suivi immédiatement le changement, mais elles sont toutes faibles et ne sont pas statistiquement significatives.

Chez les hommes, la plus grande partie de la réduction semble être le fait des emplois dont les horaires sont très limités, plutôt que des emplois immédiatement sous le seuil des 15 heures, sauf en ce qui concerne les emplois occupés depuis peu de temps, ce qui laisse penser que pour les nouveaux emplois, l'adaptation est peut-être différente. Les résultats par province, présentés au tableau 6, concordent avec les résultats précédents. La plus grande partie des diminutions statistiquement significatives ont lieu à l'extérieur des provinces de l'Atlantique, et pour les emplois à horaires très limités. Ce phénomène a d'importantes implications pour notre analyse des mouvements de la distribution des heures. Il semble que ce ne sont pas les emplois immédiatement sous le seuil des 15 heures qui sont les plus touchés, mais plutôt ceux qui comptent, par exemple, 5 ou 8 heures par semaine (une journée ou un quart par semaine). Les travailleurs qui occupent ces emplois se retrouvent (pour la plupart) en dessous du seuil et ne seront jamais capables d'accumuler suffisamment d'heures pour répondre aux critères d'admissibilité de l'AE, à moins de cumuler un autre emploi dont les horaires sont plus longs. (Il faut toutefois se souvenir que, comme on l'a vu au tableau 2, il n'y a pas eu d'augmentation du cumul des emplois). Évidemment, pendant les deux premières années de l'AE, les travailleurs dont le salaire annuel est inférieur à 2 000 $ obtiennent un remboursement des cotisations, ce qui atténue l'effet initial.

Les tableaux 7 et 8 présentent des statistiques semblables pour les emplois comptant entre 15 et 30 heures par semaine (>=15 et <30), et les emplois comptant plus de 30 heures par semaine (>=30). Il n'y a pratiquement aucun changement observable dans le groupe des emplois de 15 à 30 heures. (La réduction du pourcentage des emplois de moins de 15 heures observée ci-dessus ne s'explique donc pas, en général, par une augmentation des emplois juste au dessus de la limite des 15 heures). Mais, comme on le voit au tableau 7, chez les hommes, le pourcentage des emplois de plus de 30 heures, particulièrement ceux qui ne sont pas occupés depuis longtemps (c'est-à-dire les nouveaux emplois), semble avoir augmenté après l'entrée en vigueur de la nouvelle loi. Au tableau 8, les résultats par province ne montrent pas de changements suffisamment importants pour être observables dans la région de l'Atlantique; cependant, il y a des augmentations éparpillées à l'extérieur des provinces de l'Atlantique dans le groupe des 30 heures et plus chez les hommes.

Dans l'ensemble, une comparaison des périodes antérieure et postérieure à l'AE semble montrer qu'il y a eu diminution des emplois à horaires très limités en faveur des emplois de plus de 30 heures par semaine chez les hommes. Il se peut qu'en vertu de l'AE, plusieurs emplois à horaires très limités aient été combinés pour constituer l'équivalent d'un seul emploi à temps plein. Les réactions chez les femmes sont beaucoup moins marquées. Évidemment, comme l'ont montré Khun et Sweetman (1998), le taux de cessation d'emploi des hommes est beaucoup plus élevé que celui des femmes, de sorte que les hommes ont peut-être été plus fortement touchés par la nouvelle loi. Il faut cependant faire preuve de prudence dans l'interprétation des données. Comme la conjoncture économique a changé pendant cette période, il faudrait procéder à d'autres travaux pour déterminer la bonne hypothèse à utiliser pour évaluer les différences observées. De plus, un grand nombre de changements sont plus évidents dans la catégorie des emplois occupés depuis peu de temps, ce qui laisse penser qu'à plus long terme, ces changements pourront devenir encore plus marqués.

2.5 EPA — Nouveaux emplois

Cette sous-section explore l'ampleur empirique de tout changement dans la distribution des nouveaux emplois avant et après l'AE. Il est très important d'examiner les nouveaux emplois, car ils peuvent nous donner certaines indications de ce que seront les répercussions à long terme de la loi s'ils représentent pour les entreprises et les travailleurs l'occasion de faire montre de flexibilité. En effet, les travailleurs et les entreprises qui se sont entendus sur les horaires et d'autres modalités d'emploi avant le passage de l'AC à l'AE pourraient prendre plus de temps à s'adapter au changement que les travailleurs et les entreprises qui amorcent une nouvelle relation d'emploi. De plus, au fil du temps, les entreprises et les travailleurs pourraient se familiariser davantage avec le nouveau système d'AE et s'y adapter. Par « nouveaux emplois », on entend les emplois qui ont commencé au cours du mois précédant l'enquête. Plusieurs intervalles différents d'horaires de travail, stratifiés par région, sont étudiés dans cette partie de l'analyse.

Les nouveaux emplois sont étroitement reliés au taux de création d'emplois de façon plus générale (et au sous-groupe des « emplois occupés depuis peu de temps » des tableaux précédents), mais comme d'autres aspects de la présente analyse macroéconomique, il se

peut que de nombreuses influences sous-jacentes s'exercent. En plus de l'élimination du « piège des 15 heures », la règle de la rémunération exemptée pourrait avoir d'autres répercussions sur nos conclusions. De plus, dans la version originale du projet de loi C-12, un travailleur qui voulait présenter une demande de prestations d'AE reposant sur un emploi à salaire plus élevé n'était pas incité à accepter des emplois à horaires limités peu rémunérés. Cet aspect de la loi a été rajusté par la mise en œuvre de deux projets pilotes ayant pour objet de tester des moyens d'éliminer ce facteur de dissuasion[7].

La partie supérieure du tableau 9 présente le pourcentage des nouveaux emplois de moins de 15 heures par semaine par rapport à l'emploi total, et la partie inférieure, le nombre total correspondant à chaque pourcentage. Comme le niveau d'emploi total varie selon les mois visés par le sondage, des comparaisons des pourcentages et des nombres des nouveaux emplois ne sont pas exactement équivalentes, et les niveaux peuvent ajouter un autre aspect à la question. Le tableau montre de façon assez convaincante que le pourcentage des nouveaux emplois de moins de 15 heures par semaine diminue considérablement d'une période à l'autre. Même si le nombre total des emplois touchés ou le pourcentage de la population active ne sont pas énormes, la baisse est statistiquement significative dans de nombreuses analyses, et semble se produire autant chez les hommes que chez les femmes et dans la plupart des régions. Chez les hommes comme chez les femmes, la région de l'Atlantique au cours du dernier mois étudié (juin 1998) fait exception (ce mois est aussi, évidemment, le seul qui a été étudié après la mise en œuvre des deux projets pilotes).

Cependant, il n'est pas facile d'expliquer ce résultat, si frappant soit-il, par le passage de l'AC à l'AE. Le tableau 10 refait la même analyse pour les emplois de moins d'un mois, peu importe le nombre d'heures par semaine. On observe une diminution très semblable à celle du tableau 9. Pour examiner plus à fond ce qu'il advient des nouveaux emplois, le tableau 11 refait les mêmes analyses pour les emplois comportant de 15 à 30 heures par semaine, et le tableau 12 pour les emplois de plus de 30 heures. On constate une diminution

---

7 Après l'entrée en vigueur de l'AE, certains individus et certaines collectivités ont exprimé des préoccupations au sujet de la réduction des prestations qui résultait du fait que, contrairement à l'AC, l'AE exigeait que les emplois à horaires limités et à faible rémunération (généralement de courte durée) soient comptés dans le calcul de la moyenne aux fins de l'établissement du montant des prestations. Selon la version originale du projet de loi C-12, les travailleurs qui pensaient présenter une demande d'AE avaient intérêt à éviter de tels emplois qui réduisaient le montant de leurs prestations. C'est pourquoi Développement des ressources humaines Canada (DRHC) a mis sur pied deux « projets d'adaptation » pour régler le problème des « petites semaines » et, ensemble, ils ont visé 29 régions où le taux de chômage était élevé (on trouvera plus de détails sur ces projets dans la Circulaire 97-5 de DRHC publiée en avril 1997). Dans le cadre d'un de ces projets pilotes, les « petites semaines », c'est-à-dire les semaines dont la rémunération était inférieure à 150 $ (voir la section 1.5.1 de la circulaire), pouvaient être regroupées, tandis que dans le cadre de l'autre projet, elles pouvaient être exclues. Selon la circulaire, « les taux de prestations seront identiques, que l'on procède à l'exclusion ou au regroupement. Dans le cas du regroupement, il y a plus de mesures à prendre pour calculer la rémunération assurable et le dénominateur qui s'applique ». Chaque projet prévoit *à la fois* « le regroupement » et « l'exclusion », mais chacun a commencé à une date différente et s'appliquait à des régions différentes de l'AE. Le premier projet visait les demandes de prestations présentées à partir du 4 mai 1997 et le second, à partir du 31 août 1997. Même si notre étude ne porte pas directement sur les taux de prestations et les salaires horaires, il y a une corrélation entre les rémunérations hebdomadaires extrêmement faibles et les horaires hebdomadaires limités. Par exemple, dans une province dont le salaire minimum est de 7 $, une rémunération hebdomadaire inférieure à 150 $ suppose un maximum d'environ 21 heures de travail par semaine. Si le salaire est plus élevé, il faut que les heures soient moins nombreuses pour que la rémunération ne dépasse pas 150 $.

semblable sur toute la courbe de distribution des heures de travail. Pour une raison qui n'est pas évidente (puisque, comme le montre la figure 1, le taux de chômage a diminué fortement en 1997 et en 1998), il semble y avoir eu un ralentissement plus important au niveau de la création d'emplois au cours des mois qui ont suivi l'entrée en vigueur de l'AE plutôt qu'avant.

Le tableau 13 étend l'analyse aux nouveaux emplois, et évite la question des variations dans le pourcentage des nouveaux emplois par rapport à tous les emplois. Dans la partie supérieure du tableau, on retrouve le pourcentage de tous les *nouveaux* emplois (ceux de moins d'un mois) qui comptent moins de 15 heures. La partie inférieure du tableau donne le pourcentage équivalent pour les nouveaux emplois de 30 heures ou plus. Il est clair que le pourcentage des nouveaux emplois de moins de 15 heures a diminué après l'entrée en vigueur de l'AE, et ce, presque partout, à l'inverse des nouveaux emplois de plus de 30 heures. L'exception la plus évidente, et il fallait s'y attendre, est celle des femmes dans le premier mois qui a suivi la transition. Le pourcentage des nouveaux emplois de plus de 30 heures a augmenté après l'entrée en vigueur de l'AE, avec la même exception remarquable. L'ampleur du changement, tant chez les hommes que chez les femmes, est assez importante. Par exemple, chez les hommes en général, le pourcentage des nouveaux emplois de moins de 15 heures par semaine était de 25,7 p. 100 en février 1996, tandis qu'il avait chuté à 15,7 p. 100 en février 1998. Chez les femmes, les pourcentages équivalents sont de 33,9 p. 100 et de 20 p. 100[8]. Les pourcentages de juin dans la région de l'Atlantique font exception à la tendance générale : il y a peu de différences, autant chez les hommes que chez les femmes, et en juin 1998, les pourcentages augmentent plutôt que de diminuer[9]. Dans l'ensemble, si le piège des 15 heures avait eu pour principal effet d'imposer aux travailleurs et aux entreprises des emplois à horaires plus limités qui n'auraient pas été créés autrement, on aurait pu s'attendre à ce que les nouveaux emplois s'adaptent plus rapidement à l'élimination de cette contrainte que les emplois existants. La baisse du pourcentage des nouveaux emplois comptant peu d'heures est conforme à cette attente.

Même si l'ampleur du changement est assez vaste, comme on l'a vu ci-dessus, seule une petite proportion de la population active est touchée à tout moment. Cependant, contrairement à notre analyse précédente, dans le cas présent, on mesure dans les données un phénomène qui s'apparente à une « fluctuation », de sorte qu'avec le temps, ce changement pourrait avoir des répercussions beaucoup plus importantes qu'on ne le soupçonne à première vue. Un important déterminant de l'ampleur de cette croissance est la nature des emplois : s'agit-il principalement d'emplois de courte durée ou de longue durée? S'il y a un changement important dans les horaires des emplois qui perdureront et deviendront des emplois de longue durée, alors les répercussions en seront beaucoup plus importantes sur la distribution globale des heures à long terme.

---

8 On remarque également une forte tendance saisonnière si on compare les estimations de février et de juin; le pourcentage des nouveaux emplois de moins de 15 heures par semaine est plus faible en juin qu'en février.

9 À remarquer que le mois de juin 1998 tombe après la mise en œuvre des projets pilotes des « petites semaines », et qu'une plus forte proportion de la région de l'Atlantique était visée par les projets pilotes par rapport aux autres régions.

Une première façon d'analyser l'importance de cet effet pourrait consister à examiner non pas les travailleurs qui sont employés, mais les chômeurs qui occupaient autrefois des emplois de courte durée — en d'autres termes, les chômeurs qui ont perdu un emploi de courte durée. Le tableau 14 examine les changements dans le pourcentage des chômeurs qui occupaient autrefois des emplois de courte durée selon les heures de travail de leur emploi précédent. La partie supérieure représente les travailleurs dont les emplois comptaient peu d'heures, et la partie inférieure, ceux dont les emplois comptaient beaucoup d'heures. Évidemment, il se peut que certaines de ces personnes soient tombées en chômage avant le sondage, de sorte qu'il est difficile d'interpréter leur situation au cours des premiers mois après le changement. Le problème s'atténuera à mesure qu'il se sera écoulé un plus grand nombre de mois depuis l'adoption de la nouvelle loi. L'EPA ne comporte pas d'information détaillée sur les heures que les chômeurs effectuaient dans leur emploi précédent, de sorte que la définition de l'emploi avant la cessation est un emploi de moins d'un mois et à temps partiel (c'est-à-dire moins de 30 heures). De plus, une autre analyse est intégrée à ce tableau pour ces petits échantillons : une analyse commune des mois appariés de février et de juin avant et après l'AE.

Il est difficile d'en tirer des conclusions, puisque la taille des échantillons est beaucoup plus faible que dans les cas précédents. Il semble y avoir eu une certaine réduction dans les nouveaux emplois à horaires limités de courte durée chez les hommes dans l'ouest et dans les provinces de l'Atlantique, mais il ne semble pas y avoir eu de répercussions chez les femmes, à l'exception possible des échantillons de février dans les provinces de l'Atlantique. De plus, l'ampleur de certaines réductions dans les provinces de l'Atlantique, particulièrement chez les hommes, est extrêmement vaste. La partie inférieure du tableau 14 porte sur les chômeurs qui ont travaillé pendant moins d'un mois à un emploi comptant plus de 30 heures. On voit qu'il y a eu très peu de changements après l'adoption du nouveau régime.

Dans l'ensemble, il semble y avoir eu des changements importants dans les horaires des nouveaux emplois au moment où l'AE est entrée en vigueur. On observe une réduction du pourcentage des nouveaux emplois qui comptent moins de 15 heures. Chez les chômeurs, du moins chez les hommes, il semble qu'une partie de ces nouveaux emplois soient de courte durée, mais non pas l'ensemble. On peut penser que l'AE aura peut-être une influence plus marquée au fil du temps et qu'une proportion plus importante de la population active s'y adaptera, à mesure que la durée de ces nouveaux emplois augmentera et qu'ils représenteront un pourcentage plus important de l'emploi total. De toute évidence, il faudra continuer d'examiner cette question.

3. *Analyse reposant sur les données de l'ECPIE*

3.1 ECPIE — Introduction

Le fichier des données de l'Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi (EPCIE) de 1996 est un fichier idéal pour examiner de nombreuses questions intéressant l'AE et la transition entre l'assurance-chômage (AC) et l'assurance-emploi (AE). L'ECPIE est une enquête trimestrielle menée auprès d'un échantillon de toutes les personnes ayant connu une cessation d'emploi au Canada, pour laquelle un relevé d'emploi (RE) a été établi, et elle combine des données d'enquête et des données administratives[10]. Les répondants de l'échantillon sont sélectionnés parmi les RE qui figurent dans le dossier de Développement des ressources humaines Canada (DRHC) pour la période de référence. Le RE de référence est celui qui vise le travailleur sélectionné pour l'échantillon. Cependant, il arrive (fréquemment) qu'il y ait pour le répondant d'autres RE (d'autres cessations d'emploi) qui revêtent de l'importance pour notre étude, en ce sens qu'ils peuvent être combinés au RE de référence aux fins de l'établissement d'une demande de prestations. Une mise en garde s'impose dans l'interprétation des résultats de l'EPCIE : l'enquête porte sur un échantillon (approximatif) aléatoire de personnes qui ont connu une cessation d'emploi au cours d'un trimestre donné d'une année civile, et non sur un échantillon aléatoire de prestataires d'AE, de la population active ou de la population dans son ensemble. Il faut donc se souvenir que les personnes qui connaissent de fréquentes cessations d'emploi sont surreprésentées dans l'échantillon par rapport à leur fréquence dans la population active. En outre, et c'est peut-être un élément plus subtil, les prestataires d'AE dont la demande de prestations repose sur de multiples RE seront eux aussi surreprésentés dans l'échantillon par rapport à l'ensemble des prestataires[11].

Au moment de la rédaction du présent rapport, des données étaient accessibles pour neuf cohortes de l'ECPIE. Quatre d'entre elles correspondent aux quatre trimestres (une année) ayant précédé le début de l'implantation graduelle de l'AE en juin 1996, deux se retrouvent pendant la période de transition, et trois suivent l'achèvement de la phase d'implantation graduelle en janvier 1997. Les membres de chaque cohorte sont interviewés deux fois (deux cycles pour chaque cohorte) : environ 12 mois et environ 20 mois après la cessation d'emploi. Dans la présente étude, nous n'utilisons que les données de la première entrevue, puisqu'au moment de la rédaction du rapport, très peu de répondants avaient subi la deuxième entrevue. De plus, nous avons retenu seulement les cohortes 7, 8 et 9.

---

10 L'employeur remplit un RE chaque fois qu'une relation d'emploi prend fin; ainsi, les travailleurs indépendants ne sont normalement pas inclus dans la base d'échantillonnage. Le RE est indispensable pour présenter une demande de prestations d'AE.

11 Dans l'analyse qui suit, tous les RE, peu importe la raison de la cessation d'emploi, sont utilisés dans le calcul de l'admissibilité et de la durée des prestations, même si les démissionnaires, par exemple, sont moins susceptibles de présenter une demande que les travailleurs qui ont été licenciés par manque de travail. Une version plus perfectionnée pourrait pondérer chaque observation en fonction de la probabilité d'inscription à l'AE selon la raison du RE pour chaque catégorie de cessation d'emploi.

Bien que j'aie utilisé l'expression « échantillon aléatoire » précédemment, l'ECPIE n'est pas véritablement menée auprès d'un échantillon aléatoire. C'est une enquête stratifiée, qui est réalisée partiellement en grappes et qui nécessite l'utilisation des bons coefficients de pondération pour représenter correctement la population[12]. Dans toutes les totalisations et dans l'analyse de régression, les pondérations appropriées sont appliquées.

3.2 ECPIE — La question épineuse des heures

Comme notre analyse porte sur les répercussions du passage d'un système fondé sur les semaines à un système fondé sur les heures, il faut d'abord régler une importante question préliminaire : quelle mesure des heures convient-il d'utiliser? Nous disposons de deux mesures : les heures signalées dans le formulaire du RE adopté après janvier 1997 (évidemment, le formulaire du RE qui datait du temps de l'AC ne comporte pas d'information sur les heures), et les heures signalées par les répondants dans le cadre de l'enquête. Il faut d'abord examiner plusieurs questions connexes. Premièrement, au sujet des heures hebdomadaires effectuées pendant la période de l'AC pour les demandes présentées après l'adoption de l'AE, DRHC a adopté la ligne de conduite suivante, à savoir de tenir pour acquis que tous les emplois comptaient 35 heures par semaine (ce qui est très près de la moyenne nationale). Cette politique de transition représente évidemment un avantage pour les travailleurs qui accomplissaient peu d'heures, mais elle défavorise les travailleurs qui accomplissaient de longues heures. Deuxièmement, pour les emplois qui chevauchent les deux régimes, les heures sont censées être signalées pour la période de l'AE et les semaines pour la période de l'AC; et c'est l'hypothèse des 35 heures par semaine qui sera utilisée pour la période calculée en semaines. Troisièmement, aux fins de l'AE, les heures comprennent toutes les heures rémunérées, que ce soit au taux régulier ou en temps supplémentaire, mais non, par exemple, les heures supplémentaires non rémunérées.

Les tableaux 15 et 16 comparent la moyenne des heures par semaine selon l'enquête et selon les RE (fichier administratif). Dans chaque tableau, les variables continues des heures sont divisées en quatre groupes, pour faciliter les comparaisons. Le premier tableau présente les observations pour lesquelles les heures de travail sont manquantes pour l'une ou l'autre variable. Il y a des variables manquantes pour environ 7,5 p. 100 de l'échantillon (quelques observations pour lesquelles diverses autres variables manquent, en particulier lorsque les deux variables des heures sont manquantes, ont été supprimées, puisqu'elles le seraient de n'importe quelle analyse). Le tableau 16 présente seulement les emplois qui se sont déroulés entièrement pendant la période où seule l'AE était en vigueur, de sorte que le passage d'un régime à l'autre n'entraîne aucune confusion. De toute évidence, on voit clairement dans les deux tableaux qu'il y a des différences importantes dans les heures selon qu'elles sont signalées sur le RE ou par les répondants de l'enquête, même pour les vastes groupes que nous avons retenus. Seulement 52 p. 100 des observations se retrouvent sur la diagonale (c'est-à-dire que les données concordent) au tableau 15, et 56 p. 100 au tableau 16. De plus, un grand nombre d'écarts sont très importants, par exemple un RE indiquant plus de 40 heures alors que le travailleur a signalé moins de 15 heures, et vice versa. La

[12] Outre les problèmes habituels de stratification et de non-réponse, certaines collectivités sont suréchantillonnées, étant donné la conception même de l'enquête.

surdéclaration des heures de la part des répondants par rapport aux employeurs dépasse substantiellement le pourcentage de sous-déclaration. L'ampleur de ces écarts entre les deux mesures semble incroyable, mais il est relativement facile de produire ces chiffres à partir des données, de sorte qu'une erreur de calcul est peu vraisemblable. Je me propose de revenir sur cette question plus tard. À cause de ce problème dans les données, j'utilise autant que possible les heures indiquées sur le RE dans l'analyse qui suit, et je n'utilise les données du sondage que pour les emplois ou le pourcentage des emplois qui tombent pendant la période de l'AC, au moment où les heures n'étaient pas indiquées sur le RE. J'ai été en mesure d'utiliser les heures du RE une bonne partie du temps. Ce choix présente un autre avantage, en ce sens que, peu importe le nombre d'heures qui est « le bon », les heures signalées sur le RE sont celles qui sont utilisées aux fins du régime de l'AE.

3.3 ECPIE — Changements au chapitre de l'admissibilité

L'admissibilité est le fait, pour un chômeur, d'avoir droit à des prestations d'AE. Ainsi, la perte de l'admissibilité (la variable discrète passant de un à zéro) signifie qu'un chômeur qui était autrefois en mesure d'obtenir des prestations ne peut plus en toucher maintenant. La question de savoir si le chômeur demande ou non les prestations auxquelles il est admissible est une question distincte qui fait l'objet d'un autre rapport d'évaluation. De plus, j'utilise l'expression durée des prestations pour indiquer le nombre de semaines de prestations auxquelles le chômeur a droit; je reviendrai sur cette question dans la section suivante.

Le tableau 17 présente une tabulation recoupée comparant l'admissibilité selon les critères de l'AC et les critères de l'AE. Le format du tableau est très semblable à celui des tableaux qui suivent. Le chiffre supérieur de chaque cellule est le nombre pondéré d'observations, et le chiffre inférieur est le pourcentage de la rangée (dans tous les tableaux qui suivent, la somme des pourcentages correspond à 100 dans chaque colonne). Même si le nombre d'observations représentées par chaque cellule n'est généralement pas un nombre entier (étant donné les facteurs de pondération), le total du tableau équivaut au nombre global d'observations. Trois catégories sont définies selon chaque régime : les chômeurs inadmissibles; les chômeurs qui sont admissibles selon le RE de référence (c'est-à-dire à partir du RE de référence seulement, même s'il peut y avoir d'autres RE à leur nom; tout RE supplémentaire n'influencerait que la durée des prestations, mais non l'admissibilité du chômeur); et les chômeurs qui sont admissibles mais qui doivent combiner plusieurs RE pour présenter une demande. J'utilise une règle simple : seuls les RE des 52 semaines précédant le RE de référence (la période de référence de l'AC comme de l'AE) sont pris en considération. Bien sûr, dans la pratique, le RE de référence peut être combiné à des RE ultérieurs, plutôt qu'à des RE antérieurs, pour l'établissement d'une demande. Mais comme les RE subséquents ne seront peut-être pas encore inscrits dans le fichier, j'utilise la règle de l'antériorité dans le cadre de mon analyse, convaincu qu'il s'agit d'une représentation intéressante des répercussions du passage de l'AC à l'AE. Cette technique a été utilisée dans des évaluations précédentes de DRHC et ne semble pas provoquer de distorsions dans les mesures des *changements* dans l'admissibilité ou la durée des prestations qui font l'objet de la présente étude. Cependant, les chômeurs qui présentent une demande de prestations pourront peut-être, en général, obtenir des prestations supérieures à nos prévisions en

combinant des RE de façon optimale. Ainsi, ces calculs doivent être considérés comme de (légères) sous-estimations. De plus, seulement une proportion des chômeurs admissibles demandent en réalité des prestations (voir Storer et Van Audenrode, 1998).

Le tableau 17 montre que le nouveau régime n'a pas eu de répercussions uniformes sur l'ensemble de la population. Certains travailleurs sont devenus admissibles, tandis que d'autres ont perdu leur admissibilité, même si les premiers sont sensiblement plus nombreux. Environ 23,6 p. 100 (9,1 + 14,5) des chômeurs qui n'étaient pas admissibles en vertu de l'AC sont devenus admissible à l'AE. Par comparaison, environ 7,8 p. 100 (3,3 + 4,5) des personnes qui étaient admissibles à l'AC ne sont plus admissible à l'AE. Ces changements découlent directement de l'adoption d'un système fondé sur les heures. Les personnes qui gagnent un salaire élevé (plus de 150 $ par semaine) mais qui font très peu d'heures ne sont plus admissibles, tandis que les personnes qui gagnent moins d'argent, mais qui font légèrement plus d'heures, sont devenues admissibles. Dans l'ensemble, la vaste majorité des travailleurs qui ont subi une cessation d'emploi, soit environ 88 p. 100, n'ont pas changé de catégorie, selon ma définition, et seulement 7,9 p. 100 ont vu des changements dans leur admissibilité (c'est-à-dire qu'ils sont devenus admissibles ou inadmissibles).

Les tableaux 18 à 24 analysent plus à fond les différences dans les neuf catégories de transition entre l'AC et l'AE du tableau 17 selon diverses caractéristiques des travailleurs, à savoir, dans l'ordre des tableaux : la province, le sexe, l'âge, le niveau de scolarité, la situation de famille, le genre de ménage et l'origine ethnique[13]. Si l'on examine d'abord les données provinciales au tableau 18, on constate que, dans les provinces de l'Atlantique, il y a entre 3 et 7 p. 100 des travailleurs autrefois inadmissibles qui sont devenus admissibles en fonction d'un seul emploi, par rapport à environ 2 p. 100 à l'échelle nationale. Les provinces de l'Atlantique compte également un pourcentage légèrement plus faible de travailleurs qui ont cessé d'être admissibles en fonction d'un seul emploi (et un pourcentage plus élevé de données manquantes).

Dans le tableau 19, qui compare les hommes et les femmes, on constate que les femmes sont légèrement plus susceptibles d'être devenues admissibles ou d'être devenues inadmissibles en vertu de l'AE, et qu'elles sont moins susceptibles d'avoir maintenu leur admissibilité en fonction d'emplois multiples. Selon les trois grands groupes d'âge, soit les jeunes (25 ans ou moins), les travailleurs d'âge intermédiaire (26 à 55 ans) et les travailleurs plus âgés (56 ans ou plus), le tableau 20 montre clairement que la distribution est très différente chez les jeunes. Environ 33,6 p. 100 d'entre eux étaient inadmissibles avant l'AE et le sont demeurés après, par rapport à 12,7 p. 100 des travailleurs de la catégorie d'âge intermédiaire et à 8,2 p. 100 des travailleurs âgés. Collectivement, la catégorie des « jeunes » compte un pourcentage plus élevé de personnes qui sont plus susceptibles d'avoir connu des changements au chapitre de l'admissibilité, c'est-à-dire de devenir admissibles ou de devenir inadmissibles selon un seul emploi. Le tableau 21 examine les niveaux de scolarité et on y voit peu de différences significatives, sauf dans la catégorie des études universitaires partielles ou achevées, où l'on voit que les travailleurs sont plus susceptibles d'être

[13] À remarquer que la taille des échantillons diffère légèrement d'un tableau à l'autre, puisque chacun exclut les personnes pour lesquelles la variable pertinente n'est pas connue.

inadmissibles avant ou après le changement — cela peut s'expliquer en grande partie par le nombre d'étudiants universitaires qui se retrouvent dans cette catégorie. Les différences selon la situation de famille sont décrites au tableau 22. Les célibataires, qui ont tendance à être plus jeunes, sont beaucoup plus susceptibles d'être inadmissibles à l'un ou à l'autre régime, et moins susceptibles d'occuper un seul emploi admissible, autant en vertu de l'AC que de l'AE. Il y a très peu de différence entre le groupe des personnes mariées et le groupe des veufs/veuves, des personnes séparées et des personnes divorcées.

Le tableau 23 examine l'admissibilité selon le genre du ménage. Les personnes célibataires (qui vivent seules) ou celles qui sont économiquement « célibataires » mais qui vivent avec d'autres sont plus susceptibles de ne pas être admissibles à l'AC ou l'AE. Un grand nombre de ces personnes sont jeunes; elles sont également plus susceptibles d'avoir connu un changement au chapitre de l'admissibilité (cependant, certaines d'entre elles sont aux études et seraient donc automatiquement inadmissibles). Il ne semble pas y avoir de différences frappantes selon le genre de ménage.

Le tableau 24 présente l'admissibilité selon l'origine ethnique autodéclarée (minorité non visible, minorité visible et Autochtones)[14]. Les minorités visibles semblent moins susceptibles de combiner des emplois multiples, et les Autochtones semblent un peu moins susceptibles d'être admissibles selon un seul emploi. Les membres des minorités non visibles semblent légèrement plus susceptibles que la moyenne de la population d'avoir perdu leur admissibilité en fonction d'un seul emploi, tandis que les membres des minorités visibles sont légèrement plus susceptibles d'avoir perdu leur admissibilité en fonction d'emplois multiples.

Le tableau 25, qui présente les résultats de deux régressions probit et de deux régressions logit[15], résume les différences entre les divers groupes démographiques selon un modèle minimal qui tient compte des interactions confusionnelles entre les variables observées. Les coefficients sont difficiles à interpréter, de sorte que le tableau présente également la probabilité d'un changement d'admissibilité lorsque la variable nominale (toutes les variables du côté droit sont des variables nominales), évaluée à la moyenne de l'échantillon, passe de zéro à 1 (changement discret)[16]. Il y a deux colonnes intitulées « dL/dx » qui correspondent à la régression probit. Une valeur « dL/dx » de 0,017, par exemple, signifie qu'en moyenne, l'augmentation par personne est de 1,7 p. 100. Ces résultats doivent être considérés uniquement comme des outils descriptifs qui aident à résumer les données. Pour la première régression, la variable dépendante est égale à un si l'observation est que le travailleur est devenu admissible et à zéro autrement, tandis que pour la deuxième, la variable dépendante est égale à un si le travailleur est devenu inadmissible. Cette approche permet de comprendre la signification statistique des effets observés.

---

14 Le statut de minorité visible et d'Autochtone est autodéclaré dans l'ECPIE.

15 Comme le pourcentage des observations dont les variables dépendantes sont égales à un n'est pas très grand, on a fait des régressions logit et des régressions probit pour déterminer la sensibilité des résultats à l'hypothèse distributionnelle.

16 Ces changements dans la mesure de la probabilité sont assortis d'interprétations très semblables aux interprétations des coefficients de régression des moindres carrés ordinaires.

Une répercussion importante de la législation qu'on peut observer au tableau 25, c'est que par rapport aux autres Canadiens, les travailleurs dans les provinces de l'Atlantique ont été plus nombreux à devenir admissibles, mais aussi plus nombreux à devenir inadmissibles. Autre répercussion importante : les femmes et les jeunes sont plus nombreux à devenir *à la fois* admissibles et inadmissibles que les hommes et les travailleurs d'âge intermédiaire, respectivement. En effet, ces populations comptent des proportions beaucoup plus élevées d'emplois autour de la marque des 15 heures par semaine, de sorte que l'influence de la législation s'exerce sur elles dans les deux sens. Il ne semble par y avoir de différence dans les répercussions de la législation selon le niveau de scolarité et le statut de minorité visible. Même si les coefficients sont statistiquement significatifs, les probabilités qu'ils représentent sont toujours d'ampleur très limitée. Par exemple, dans la colonne 1 (probits qu'un travailleur devienne admissible), la probabilité d'une femme de devenir admissible augmente d'à peine un peu plus de 2 p. 100, et celle d'un jeune, d'environ 3,4 p. 100. À Terre-Neuve, les probabilités augmentent de 4 p. 100, tandis que dans les territoires, elles diminuent à peu près dans les mêmes proportions.

3.4 ECPIE — Changements dans la durée des prestations

La durée des prestations a été calculée pour les cohortes 7, 8 et 9, d'abord selon les règles de l'AC et ensuite selon les règles de l'AE; les résultants sont présentés au tableau 26, selon les 9 mêmes catégories que l'analyse de l'admissibilité. Évidemment, la définition des catégories diffère légèrement, puisque certaines personnes admissibles à l'AE à partir du seul RE de référence ont en fait de multiples RE, qui sont tous utilisés dans le calcul de la durée des prestations[17]. La rangée supérieure représente les 15 p. 100 de l'échantillon qui n'étaient pas admissibles à l'AC et qui ne le sont pas à l'AE, de sorte qu'ils n'affichent aucun changement au chapitre de l'admissibilité. Les personnes qui sont devenues admissibles selon un seul emploi ont droit, en moyenne, à près de 24 semaines de prestations. La durée minimale des prestations dans leur cas est de 14 semaines, et la durée maximale, de 45 semaines; en d'autres termes, elles représentent toute la gamme des durées possibles. La plupart cependant se rapprochent de la moyenne, puisque le 25^{e} et le 75^{e} centile correspondent à 19 et à 26 semaines, respectivement. Les travailleurs autrefois inadmissibles qui sont devenus admissibles selon des emplois multiples ont vu la durée de leurs prestations augmenter de 29,3 semaines en moyenne. Ceux qui sont devenus inadmissibles font face à une réduction d'environ 30 semaines si leur demande repose sur un emploi unique, et de 23 semaines si elle repose sur de multiples emplois.

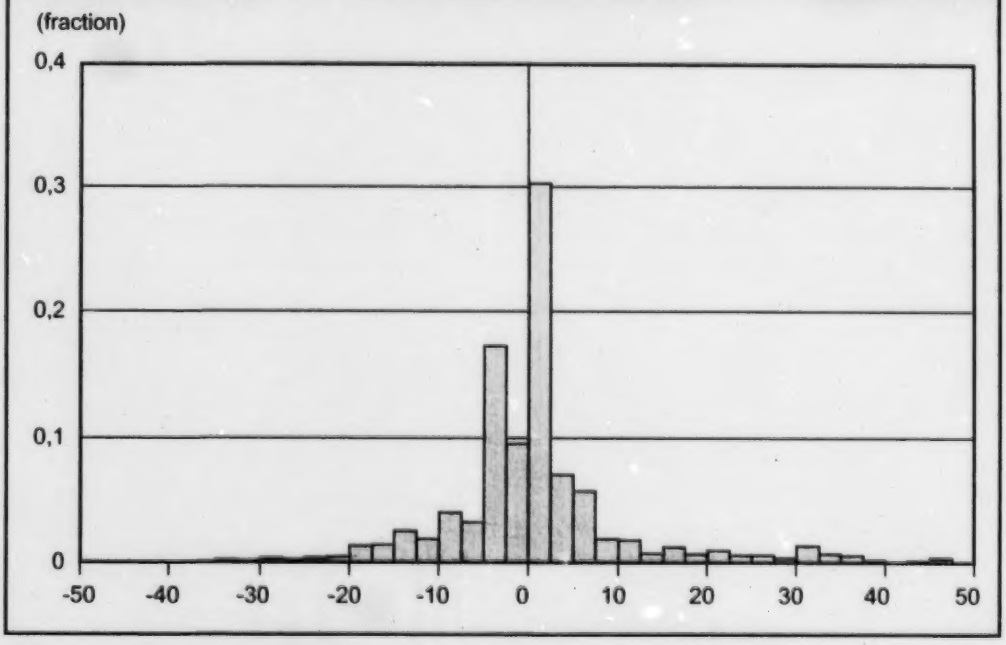
Comme il y a plus de personnes qui sont devenues admissibles, dans l'ensemble, le nombre de semaines de prestations augmente. Mais même chez les travailleurs autrefois admissible qui le sont demeurés, la durée des prestations a pu changer. En vertu de l'AC, les travailleurs qui combinaient des RE pour établir leur demande ont généralement vu la durée de leurs

[17] Par conséquent, certains travailleurs se retrouvent dans l'une des catégories « un seul emploi » puisqu'ils sont admissibles aux prestations en fonction d'un seul emploi, mais la durée de leurs prestations est en fait calculée selon tous les emplois qu'ils ont occupés pendant la période de référence.

prestations augmenter après l'adoption de l'AE. Cependant, ceux dont la demande de prestations repose sur un seul emploi ont vu la durée de leurs prestations diminuer — ce qui s'explique en grande partie par la réduction de la durée maximale des prestations, qui est passée de 50 semaines à 45; on reviendra sur cette question un peu plus loin. En dépit des importants changements qu'ont subis certains travailleurs, pour l'ensemble du système, il y a eu peu de changements dans la durée des prestations, la réduction moyenne n'étant que d'environ 0,3 semaine.

La figure 2 est un histogramme de la distribution des réductions dans la durée des prestations, une ligne verticale étant tirée à la hauteur du zéro. La distribution est bimodale, la plupart des travailleurs n'ayant subi qu'un léger changement dans la durée des prestations. Il y a un pic assez important représentant une perte de 5 semaines, ce qui correspond au changement dans la durée maximale des prestations. La distribution comporte aussi, cependant, deux queues longues mais étroites à gauche et à droite, qui reflètent les importants changements qu'ont subis certains travailleurs qui ont été très touchés par les nouvelles dispositions relatives aux heures. Certains qui, en vertu de l'AC, avaient un (deuxième) emploi inadmissible aux prestations ont connu une importante augmentation, tandis que d'autres dont les horaires de 16 à 18 heures par semaine étaient autrefois considérés comme des semaines complètes aux fins des prestations ont constaté qu'ils ne comptent plus maintenant que pour environ la moitié d'une semaine.

FIGURE 2
Changements reels dans la durée des prestations



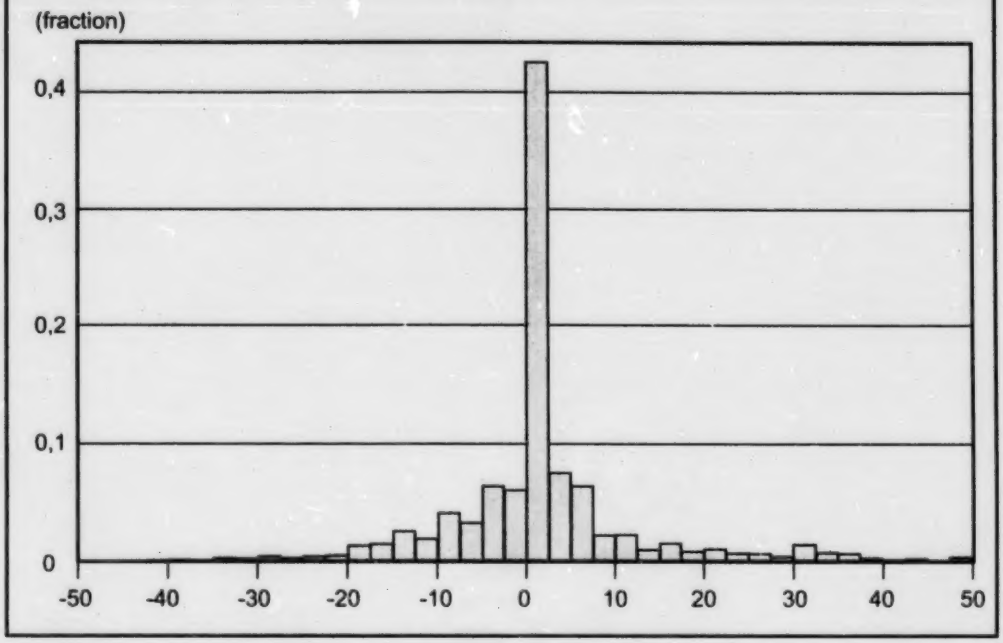
Le tableau 27 reprend l'analyse du tableau 26 en posant la question suivante : quelle aurait été la durée des prestations si le nouveau régime de l'AE fondé sur les heures avait été adopté sans que la durée maximale des prestations ne soit réduite de 50 à 45 semaines? (Pour faire cette analyse, on convertit la table d'admissibilité à l'AC en une nouvelle table d'admissibilité en utilisant un horaire de 35 heures par semaine comme facteur de conversion; c'est la même formule qui a été retenue par DRHC lors du passage des semaines aux heures.) En d'autres termes, le tableau 27 isole le changement relatif aux heures en supprimant hypothétiquement l'effet de la réduction de la durée maximale des prestations. Pour la presque totalité des groupes, sauf ceux qui ont cessé d'être admissibles, on constate une légère augmentation de la durée moyenne des semaines de prestations. Dans l'ensemble, le seul changement relatif aux heures aurait eu pour effet d'augmenter la durée des prestations d'environ 0,4 semaine en moyenne, plutôt que de l'écourter d'environ 0,3 semaine. Il faut également se souvenir que les critères d'admissibilité ont eux aussi changé, de sorte que les personnes qui ont connu une cessation d'emploi sont plus nombreuses à être admissibles. Selon le calcul fondé sur les heures, l'AE est légèrement plus généreuse que ne l'était l'AC, en général. C'est à cause de la seule réduction de la durée maximale des prestations, qui se répercute sur les travailleurs occupant leur emploi depuis plus longtemps, que le régime d'AE peut se révéler en somme moins généreux.

La figure 3 illustre les changements dans la durée des prestations repris du tableau 27 (une fois éliminé l'effet de la réduction de la durée maximale de 50 à 45 semaines). L'important pic à gauche du zéro s'en trouve éliminé, mais il y a dorénavant un pic énorme au zéro (à remarquer que l'échelle de l'axe Y a changé par rapport à la figure 2).

Pour définir les caractéristiques des travailleurs qui ont vu la durée de leurs prestations augmenter ou diminuer, on eu recours à la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) et à des régressions probit ordonnées pour tester les spécifications; le changement dans la durée des prestations des travailleurs admissibles en vertu de l'AC ou en vertu de l'AE sert de variable dépendante. L'échantillon est composé de toutes les personnes qui étaient admissibles selon l'un ou l'autre régime. Les résultats, présentés au tableau 28, laissent penser que dans le cas des femmes, la durée des prestations a été réduite d'environ deux semaines de plus que chez les hommes, et chez les travailleurs plus âgés, d'environ 1,7 semaine de plus que chez les travailleurs d'âge intermédiaire. Il y a peu de différences selon les régions géographiques, à cette exception que les personnes qui habitent dans les territoires ont perdu trois semaines de plus que les travailleurs de l'Ontario. En outre, les travailleurs dont la scolarité est plus élevée que le niveau secondaire ont également essuyé une perte légèrement plus importante que les travailleurs moins instruits.

FIGURE 3

Changements dans la durée des prestations (une fois exclu l'effet de la réduction de la durée maximale des prestations, qui est passée de 50 à 45 semaines)



4. Analyse

Un grand nombre des résultats observés ici, qui sont résumés brièvement dans le condensé qu'on trouve au début du rapport, sont relativement faibles par rapport à l'ensemble de la population active, mais certains sont importants pour le groupe de référence. Il est donc difficile de les interpréter. De plus, il y a des différences nettement importantes dans les répercussions des changements apportés à la loi selon les travailleurs, certains ayant connu d'importantes augmentations dans les prestations, d'autres ayant essuyé d'importantes pertes, en vertu d'une même règle.

Il convient de répéter la mise en garde qui s'appliquait à une grande partie de nos travaux : il est difficile d'interpréter ces résultats, puisque l'évolution de la conjoncture économique a pu influencer les mesures estimées. De plus, il faut se souvenir qu'il s'est écoulé peu de temps depuis l'adoption de la nouvelle loi, et que de nombreux changements de cette nature prennent beaucoup de temps avant de se répercuter sur le comportement des travailleurs ou des entreprises. Certains effets limités observés ici pourraient devenir assez importants à mesure que les gens s'adaptent plus pleinement à la nouvelle réglementation de l'assurance-emploi (AE).

Notes biographiques

Arthur Sweetman a obtenu son doctorat à l'Université McMaster en 1996, et est professeur assistant en économie à l'Université de Victoria, en Colombie-Britannique. Il a étudié le marché du travail et l'économétrie, et a fait des recherches notamment sur l'assurance-chômage, les syndicats, la discrimination, l'éducation, l'immigration et les travailleurs déplacés. Il est également chercheur principal au centre d'excellence sur l'immigration RIIM (Recherche sur l'immigration et l'intégration dans les métropoles) et il fait partie du Réseau de recherche de l'Ouest sur l'éducation et la formation RIIM (une initiative parrainer par le CRSH).

Bibliographie

CARD, D., et A. KRUEGER. « Minimum Wages and Employment: a case study of the fast-food industry in New Jersey and Pennsylvania », *American Economic Review*, 84, p. 772-793, 1994.

BAKER, M., D. BENJAMIN et S. STANGER. « The highs and lows of the minimum wage effect: a time-series cross-section study of the Canadian law », *Journal of Labor Economics*, 17, p. 318-350, 1997.

GREEN, D.A., et W.C. RIDDELL. « Qualifying for Unemployment Insurance: An Empirical Analysis », *Economic Journal*, 107, p. 17-35, 1997.

GREEN, D.A., et T.C. SARGENT. « Unemployment Insurance and Job Durations: Seasonal and Non-seasonal Jobs », *Revue canadienne d'économique*, 31, p. 247-278, 1998.

KUHN, P. J., et A. SWEETMAN. « La durée de l'emploi avant sa cessation et l'admissibilité à l'assurance-chômage », rapport final à l'intention de Développement des ressources humaines Canada, (mai 1998).

KUHN, P. J., et A. SWEETMAN.« Unemployment Insurance and Quits in Canada », *Revue canadienne d'économique*, 31, p. 549-572, 1998b.

NAKAMURA, Alice O., et W. Erwin DIEWERT. « Unemployment Insurance in Canada: Problems and Recent Reforms », à paraître dans un ouvrage de l'Institut Upjohn publié sous la direction de William Alpert et Stephen Woodbury, 1997.

STORER, P., et M. VAN AUDENRODE. « L'admissibilité aux prestations d'AC, la participation aux prestations et le Compte d'AC », rapport final à l'intention de Développement des ressources humaines Canada, (mai 1998).

Tableaux

TABLEAU 1

Changements attribuables à l'attraction des nombres ronds selon des multiples de cinq (% des répondants qui signalent avoir travaillé pendant des multiples de cinq heures par semaine)

%	Hommes			Femmes		
	Tous	**Temps partiel**	**<= 22 hs**	**Toutes**	**Temps partiel**	**<= 22 hs**
Févr 1995	68,09	42,19	46,66	57,78	39,57	43,48
Juin 1995	71,25	43,47	46,96	60,51	42,89	48,22
Févr 1996	68,74	41,01	43,65	59,02	41,74	45,76
Juin 1996	70,79	44,22	47,43	60,21	43,71	48,35
Févr 1997	63,79	38,48	41,97	51,35	35,51	39,23
Juin 1997	65,32	39,02	43,84	54,76	37,96	42,13
Févr 1998	60,86	37,77	40,71	50,22	34,79	39,71
Juin 1998	64,77	40,79	44,74	53,32	36,08	41,62
test F97	0,000	0,022	0,037	0,000	0,000	0,000
test J97	0,000	0,001	0,006	0,000	0,000	0,000
test F98	0,000	0,004	0,051	0,000	0,000	0,000
test J98	0,000	0,029	0,155	0,000	0,000	0,000

Nota : Les tests sont des tests *t* des différences entre les résultats d'un mois donné et les résultats du même mois mis en commun pour 1995 et 1996. Les valeurs signalées sont des valeurs *p* (seuil de signification à partir duquel on retrouve des indications témoignant d'un changement). Les titres des colonnes renvoient aux heures de travail pendant la semaine du sondage; les colonnes « tous » et « toutes » représentent l'ensemble des travailleurs et des travailleuses; le « temps partiel » est <30 heures.

TABLEAU 2
Pourcentage des travailleurs qui cumulent des emplois

%	Hommes				Femmes			
Tous les emplois	**Tous**	**Jeunes**	**TPa nombreux**	**Faible durée d'occupation**	**Toutes**	**Jeunes**	**TPa nombreux**	**Faible durée d'occupation**
Févr 1995	4,07	4,86	4,72	5,46	5,41	6,94	5,22	7,87
Juin 1995	4,16	5,32	5,23	4,66	5,21	8,02	5,40	8,08
Févr 1996	4,40	4,71	4,79	5,69	5,72	8,49	6,19	7,87
Juin 1996	4,52	5,82	5,79	5,70	5,89	9,78	6,40	8,60
Févr 1997	4,41	4,79	5,20	6,07	5,67	7,97	6,62	8,95
Juin 1997	4,52	5,65	5,95	5,33	5,79	9,70	7,03	8,78
Févr 1998	4,26	4,80	4,84	6,18	5,80	8,27	6,44	9,44
Juin 1998	4,50	5,79	5,34	6,10	5,63	8,92	6,84	8,50
test F97	0,458	0,830	0,435	0,475	0,658	0,681	0,051	0,131
test J97	0,366	0,923	0,367	0,680	0,355	0,253	0,011	0,589
test F98	0,890	0,847	0,998	0,315	0,340	0,332	0,084	0,030
test J98	0,388	0,746	0,959	0,082	0,839	0,983	0,042	0,872
Cumul emplois emplois TPa								
Févr 1995	7,53	6,24	6,29	7,99	8,98	7,79	7,26	9,33
Juin 1995	7,91	7,06	7,90	6,52	9,63	8,80	7,77	10,20
Févr 1996	8,27	5,21	6,47	6,81	10,04	10,14	8,44	9,48
Juin 1996	9,07	7,36	7,67	9,00	10,55	11,57	9,42	11,04
Févr 1997	8,41	5,86	6,84	9,33	9,60	10,13	8,63	10,72
Juin 1997	9,19	7,35	8,17	7,81	10,53	12,37	9,62	11,65
Févr 1998	7,80	6,10	7,85	8,32	9,76	8,89	8,58	12,23
Juin 1998	9,34	7,75	8,64	8,28	10,38	11,74	9,61	10,75
test F97	0,496	0,858	0,611	0,192	0,175	0,253	0,292	0,220
test J97	0,395	0,887	0,713	0,964	0,481	0,049	0,188	0,411
test F98	0,885	0,650	0,154	0,500	0,794	0,905	0,328	0,013
test J98	0,309	0,603	0,441	0,692	0,609	0,155	0,212	0,909
N moyen	3 092	1 614	1 526	984	6 990	2 022	3 213	1 626

Nota : Les tests sont des tests *t* des différences entre les résultats d'un mois donné et les résultats du même mois mis en commun pour 1995 et 1996. Les valeurs signalées sont des valeurs *p* (seuil de signification à partir duquel on retrouve des indications témoignant d'un changement, c.-à-d. la probabilité de faire erreur si l'on conclut qu'il y a eu un changement). N représente la taille moyenne de l'échantillon mensuel pour le sous-échantillon plus limité des travailleurs qui cumulent des emplois à temps partiel (TPa) (voir la section 2.3). Dans les colonnes, les « jeunes » ont <=24 ans, « TPa nombreux » représente les branches d'activité où >15 p. 100 des travailleurs font <20 h/s, et la colonne « faible durée d'occupation » représente les emplois occupés depuis moins de 6 mois. La partie inférieure du tableau représente les travailleurs qui cumulent plusieurs emplois à temps partiel (<30 h/s).

TABLEAU 3

Pourcentage des travailleurs qui font moins de 15 heures, groupes presentant des risques eleves

%	Hommes				Femmes			
< 15 heures	Tous	Jeunes	TPa nombreux	Faible durée d'occupation	Toutes	Jeunes	TPa nombreux	Faible durée d'occupation
Févr 1995	5,39	21,89	12,94	14,90	10,17	26,85	16,72	20,85
Juin 1995	4,29	15,67	10,43	9,06	8,12	17,27	13,04	14,05
Févr 1996	5,92	23,49	12,91	15,86	10,29	28,31	17,72	22,78
Juin 1996	4,09	14,78	9,92	8,82	8,43	19,92	13,96	16,18
Févr 1997	5,38	23,25	13,39	13,86	11,12	31,41	19,97	24,71
Juin 1997	3,49	12,32	8,34	6,88	7,99	18,43	13,45	14,84
Févr 1998	5,30	21,54	12,90	13,69	9,99	27,98	15,84	19,92
Juin 1998	3,66	12,59	8,64	7,39	8,08	18,83	13,10	14,12
test F97	0,221	0,584	0,501	0,125	0,005	0,001	0,000	0,012
test J97	0,000	0,000	0,001	0,000	0,300	0,889	0,931	0,784
test F98	0,112	0,283	0,982	0,075	0,425	0,752	0,038	0,080
test J98	0,003	0,000	0,007	0,009	0,469	0,770	0,507	0,268
N moyen	24 211	4 061	5 422	3 981	22 304	3 575	7 093	3 558

Nota : Les tests sont des tests *t* des différences entre les résultats d'un mois donné et les résultats du même mois mis en commun pour 1995 et 1996. Les valeurs signalées sont des valeurs *p* (seuil de signification à partir duquel on retrouve des indications témoignant d'un changement, c.-à-d. la probabilité de faire erreur si l'on conclut qu'il y a eu un changement). N représente la taille moyenne de l'échantillon mensuel (voir la section 2.3). Dans les colonnes, les « jeunes » ont <=24 ans, « TPa nombreux » représente les branches d'activité où >15 p. 100 des travailleurs font <20 h/s (voir le renvoi 6 dans le texte), et la colonne « faible durée d'occupation » représente les emplois occupés depuis moins de 6 mois.

TABLEAU 4

Pourcentage des travailleurs qui font moins de 15 heures, selon la province

%	Hommes				Femmes			
<15 heures	Atlantique	Ontario	Québec	Ouest	Atlantique	Ontario	Québec	Ouest
Févr 1995	6,57	5,04	5,24	5,73	9,88	10,35	8,71	11,13
Juin 1995	3,40	4,68	3,55	4,63	7,59	8,77	5,87	9,18
Févr 1996	6,92	5,70	6,20	5,76	10,86	10,84	8,62	10,74
Juin 1996	3,40	4,49	3,69	4,04	7,09	9,17	6,91	8,97
Févr 1997	5,33	5,74	4,64	5,51	11,17	11,01	9,32	12,70
Juin 1997	3,31	3,84	2,62	3,81	7,48	8,41	6,25	8,96
Févr 1998	6,19	5,63	4,71	5,13	10,47	9,88	8,96	10,82
Juin 1998	3,75	3,71	3,02	4,11	7,53	8,56	7,27	8,19
test F97	0,007	0,348	0,031	0,545	0,240	0,437	0,334	0,001
test J97	0,809	0,016	0,004	0,096	0,804	0,231	0,812	0,806
test F98	0,319	0,506	0,048	0,093	0,879	0,162	0,667	0,822
test J98	0,353	0,005	0,110	0,482	0,724	0,386	0,138	0,050
N moyen	4 202	7 823	4 664	7 504	4 021	7 206	3 981	7 080

Nota : Les tests sont des tests *t* des différences entre les résultats d'un mois donné et les résultats du même mois mis en commun pour 1995 et 1996. Les valeurs signalées sont des valeurs *p* (seuil de signification à partir duquel on retrouve des indications témoignant d'un changement, c.-à-d. la probabilité de faire erreur si l'on conclut qu'il y a eu un changement). N représente la taille moyenne de l'échantillon mensuel (voir la section 2.3).

TABLEAU 5

Distribution des heures des travailleurs qui font < 15 heures/semaine
Échantillon fractionné au seuil minimum d'admissibilité à l'AE

%	Hommes				Femmes			
< seuil d'admissibilité	**Tous**	**Jeunes**	**TPa nombreux**	**Faible durée d'occupation**	**Toutes**	**Jeunes**	**TPa nombreux**	**Faible durée d'occupation**
Févr 1995	3,76	15,38	8,59	10,74	6,77	18,44	10,73	14,01
Juin 1995	3,06	11,46	7,34	6,99	5,45	11,96	8,55	9,45
Févr 1996	4,30	16,94	9,00	11,29	7,15	20,18	12,03	17,11
Juin 1996	2,93	10,39	6,67	6,35	5,90	14,07	9,51	11,60
Févr 1997	3,78	16,27	9,08	9,96	7,48	22,68	13,39	17,10
Juin 1997	2,46	9,00	5,61	5,31	5,14	12,00	8,37	10,19
Févr 1998	3,68	15,12	8,68	10,24	6,64	19,21	10,13	13,34
Juin 1998	2,36	8,61	5,50	4,87	5,51	13,42	8,74	10,92
test F97	0,200	0,884	0,636	0,311	0,046	0,002	0,001	0,116
test J97	0,000	0,003	0,003	0,008	0,014	0,202	0,172	0,693
test F98	0,066	0,260	0,844	0,349	0,208	0,914	0,023	0,016
test J98	0,000	0,000	0,001	0,000	0,486	0,592	0,560	0,722
Seuil 15 heures								
Févr 1995	1,64	6,51	4,35	4,16	3,40	8,42	5,99	6,84
Juin 1995	1,23	4,20	3,09	2,08	2,67	5,31	4,48	4,60
Févr 1996	1,62	6,55	3,92	4,56	3,14	8,13	5,69	5,67
Juin 1996	1,15	4,38	3,25	2,47	2,53	5,86	4,45	4,59
Févr 1997	1,59	6,98	4,32	3,90	3,63	8,73	6,58	7,62
Juin 1997	1,03	3,32	2,73	1,57	2,86	6,43	5,08	4,64
Févr 1998	1,62	6,42	4,22	3,45	3,34	8,77	5,71	6,58
Juin 1998	1,29	3,98	3,14	2,52	2,56	5,41	4,36	3,89
test F97	0,792	0,494	0,645	0,426	0,053	0,531	0,091	0,061
test J97	0,087	0,018	0,175	0,012	0,121	0,139	0,113	0,918
test F98	0,942	0,870	0,814	0,079	0,677	0,509	0,757	0,637
test J98	0,347	0,483	0,919	0,459	0,809	0,770	0,771	0,157

Nota : Les tests sont des tests *t* des différences entre les résultats d'un mois donné et les résultats du même mois mis en commun pour 1995 et 1996. Les valeurs signalées sont des valeurs *p* (seuil de signification à partir duquel on retrouve des indications témoignant d'un changement, c.-à-d. la probabilité de faire erreur si on conclut qu'il y a eu un changement). Le « seuil » est le nombre minimum d'heures de travail par semaine qu'un travailleur employé pendant toute la période de référence doit effectuer en moyenne pour être admissible à l'AE, selon le taux de chômage dans la province (voir la section 2.4). Dans les colonnes, les « jeunes » ont <=24 ans, « TPa nombreux » représente les branches d'activité où >15 p. 100 des travailleurs font <20 h/s (voir le renvoi 6 dans le texte), et la colonne « faible durée d'occupation » représente les emplois occupés depuis moins de 6 mois.

TABLEAU 6

Distribution des heures des travailleurs qui font < 15 heures/semaine
Échantillon fractionné au seuil minimum d'admissibilité à l'AE — par région

% <seuil d'admissibilité	Hommes				Femmes			
	Atlantique	Ontario	Québec	Ouest	Atlantique	Ontario	Québec	Ouest
Févr 1995	3,17	3,77	3,07	4,46	4,50	7,51	4,67	7,97
Juin 1995	1,65	3,53	1,96	3,71	3,45	6,33	3,02	6,70
Févr 1996	3,21	4,78	3,42	4,62	4,99	8,22	4,60	8,21
Juin 1996	1,89	3,36	2,36	3,09	3,39	7,10	3,81	6,56
Févr 1997	2,98	4,52	2,34	4,16	5,45	8,11	4,90	9,20
Juin 1997	1,70	3,00	1,33	2,90	3,59	5,79	2,80	6,50
Févr 1998	3,11	4,21	2,59	3,97	5,43	7,27	4,56	7,71
Juin 1998	1,66	2,63	1,24	3,12	3,49	6,63	3,67	5,93
test F97	0,587	0,487	0,010	0,260	0,148	0,583	0,587	0,022
test J97	0,786	0,102	0,001	0,070	0,671	0,019	0,119	0,758
test F98	0,848	0,818	0,089	0,082	0,161	0,186	0,870	0,394
test J98	0,660	0,003	0,000	0,326	0,855	0,854	0,548	0,071
Seuil 15 heures								
Févr 1995	3,41	1,27	2,17	1,27	5,39	2,85	4,04	3,16
Juin 1995	1,75	1,15	1,59	0,92	4,14	2,45	2,85	2,47
Févr 1996	3,71	0,92	2,78	1,14	5,87	2,62	4,02	2,52
Juin 1996	1,51	1,13	1,33	0,95	3,70	2,07	3,10	2,42
Févr 1997	2,36	1,22	2,30	1,35	5,72	2,89	4,42	3,51
Juin 1997	1,61	0,84	1,29	0,91	3,89	2,62	3,44	2,45
Févr 1998	3,08	1,42	2,12	1,16	5,04	2,61	4,40	3,11
Juin 1998	2,09	1,08	1,78	0,98	4,04	1,93	3,60	2,25
test F97	0,001	0,501	0,633	0,451	0,845	0,576	0,427	0,029
test J97	0,943	0,049	0,475	0,877	0,934	0,162	0,274	0,973
test F98	0,244	0,083	0,306	0,783	0,244	0,643	0,445	0,355
test J98	0,098	0,705	0,266	0,728	0,762	0,145	0,143	0,447

Nota : Les tests sont des tests *t* des différences entre les résultats d'un mois donné et les résultats du même mois mis en commun pour 1995 et 1996. Les valeurs signalées sont des valeurs *p* (seuil de signification à partir duquel on retrouve des indications témoignant d'un changement, c.-à-d. la probabilité de faire erreur si l'on conclut qu'il y a eu un changement). Le « seuil » est le nombre minimum d'heures de travail par semaine qu'un travailleur employé pendant toute la période de référence doit effectuer en moyenne pour être admissible à l'AE, selon le taux de chômage dans la province (voir la section 2.4).

TABLEAU 7

Distribution des heures, 15 à 30 heures et plus de 30 heures, selon le niveau de risque

%	Hommes				Femmes			
15 à <30 heures	**Tous**	**Jeunes**	**TPa nombreux**	**Faible durée d'occupation**	**Toutes**	**Jeunes**	**TPa nombreux**	**Faible durée d'occupation**
Févr 1995	8,40	22,91	17,44	15,29	20,46	27,52	27,64	28,16
Juin 1995	7,27	19,80	15,73	11,85	20,07	29,69	29,09	25,73
Févr 1996	8,31	24,31	16,71	15,84	20,55	30,64	28,92	27,93
Juin 1996	7,57	19,43	15,71	12,99	19,57	28,77	28,10	24,01
Févr 1997	7,89	21,75	15,48	14,33	20,77	28,42	28,80	26,87
Juin 1997	7,19	18,49	14,60	11,29	20,28	29,33	29,23	24,84
Févr 1998	8,28	23,06	15,93	13,23	21,66	30,22	30,61	27,30
Juin 1998	7,96	20,83	17,37	13,00	19,48	27,88	27,32	23,31
test F97	0,093	0,091	0,046	0,206	0,531	0,578	0,525	0,327
test J97	0,351	0,206	0,119	0,118	0,249	0,929	0,426	0,981
test F98	0,803	0,634	0,154	0,011	0,006	0,347	0,006	0,523
test J98	0,041	0,188	0,034	0,428	0,402	0,214	0,117	0,138
30 heures et plus								
Févr 1995	86,21	55,20	69,62	69,81	69,37	45,63	55,64	50,99
Juin 1995	88,44	64,54	73,85	79,09	71,81	53,03	57,87	60,22
Févr 1996	85,77	52,20	70,38	68,31	69,16	41,05	53,36	49,29
Juin 1996	88,34	65,80	74,37	78,19	71,99	51,30	57,93	59,81
Févr 1997	86,74	55,00	71,13	71,81	68,12	40,17	51,23	48,42
Juin 1997	89,32	69,19	77,06	81,83	71,73	52,24	57,32	60,32
Févr 1998	86,41	55,40	71,18	73,08	68,36	41,80	53,55	52,78
Juin 1998	88,38	66,58	73,98	79,61	72,44	53,28	59,58	62,57
test F97	0,026	0,290	0,223	0,029	0,016	0,014	0,000	0,203
test J97	0,002	0,000	0,001	0,000	0,736	0,956	0,525	0,777
test F98	0,229	0,168	0,205	0,001	0,059	0,217	0,309	0,054
test J98	0,970	0,176	0,778	0,283	0,207	0,348	0,055	0,033
N moyen	24 211	4 061	5 422	3 981	22 304	3 575	7 093	3 558

Nota : Les tests sont des tests *t* des différences entre les résultats d'un mois donné et les résultats du même mois mis en commun pour 1995 et 1996. Les valeurs signalées sont des valeurs *p* (seuil de signification à partir duquel on retrouve des indications témoignant d'un changement, c.-à-d. la probabilité de faire erreur si l'on conclut qu'il y a eu un changement). N représente la taille moyenne de l'échantillon mensuel (voir la section 2.3). Dans les colonnes, les « jeunes » ont <=24 ans, « TPa nombreux » représente les branches d'activité où >15 p. 100 des travailleurs font <20 h/s (voir le renvoi 6 dans le texte), et la colonne « faible durée d'occupation » représente les emplois occupés depuis moins de 6 mois.

TABLEAU 8

Distribution des heures, 15 à 30 heures et plus de 30 heures, selon la province

%	Hommes				Femmes			
15 à <30 heures	Atlantique	Ontario	Québec	Ouest	Atlantique	Ontario	Québec	Ouest
Févr 1995	7,64	8,43	8,56	8,40	19,49	19,62	20,22	22,03
Juin 1995	7,02	7,55	6,38	7,72	18,77	19,00	21,62	20,58
Févr 1996	8,20	8,08	8,52	8,47	18,77	19,47	20,58	22,40
Juin 1996	7,93	7,53	7,86	7,29	18,38	19,05	19,93	20,28
Févr 1997	8,06	8,07	7,94	7,56	20,83	19,12	21,65	22,26
Juin 1997	6,83	7,34	7,17	7,08	19,74	19,59	19,92	21,61
Févr 1998	7,78	8,08	7,69	9,16	20,72	20,52	21,02	23,91
Juin 1998	8,00	7,62	7,28	8,99	19,22	18,60	18,37	21,57
test F97	0,812	0,704	0,348	0,051	0,055	0,522	0,210	0,954
test J97	0,224	0,628	0,929	0,320	0,167	0,383	0,367	0,085
test F98	0,821	0,720	0,184	0,127	0,077	0,154	0,531	0,018
test J98	0,350	0,869	0,785	0,001	0,425	0,516	0,010	0,091
30 heures et plus								
Févr 1995	85,79	86,53	86,20	85,87	70,63	70,03	71,07	66,84
Juin 1995	89,58	87,77	90,08	87,65	73,64	72,22	72,51	70,24
Févr 1996	84,88	86,22	85,28	85,76	70,37	69,69	70,80	66,87
Juin 1996	88,67	87,97	88,45	88,67	74,53	71,77	73,16	70,74
Févr 1997	86,61	86,19	87,42	86,93	68,00	69,88	69,03	65,04
Juin 1997	89,85	88,82	90,22	89,11	72,79	72,00	73,84	69,44
Févr 1998	86,03	86,29	87,60	85,72	68,82	69,60	70,02	65,27
Juin 1998	88,26	88,67	89,70	86,91	73,25	72,84	74,36	70,24
test F97	0,077	0,760	0,029	0,045	0,016	0,963	0,081	0,024
test J97	0,220	0,082	0,143	0,052	0,168	0,943	0,337	0,169
test F98	0,332	0,861	0,019	0,837	0,107	0,746	0,419	0,049
test J98	0,161	0,134	0,611	0,030	0,377	0,239	0,141	0,761
N moyen	4 202	7 823	4 664	7 504	4 021	7 206	3 981	7 080

Nota : Les tests sont des tests *t* des différences entre les résultats d'un mois donné et les résultats du même mois mis en commun pour 1995 et 1996. Les valeurs signalées sont des valeurs *p* (seuil de signification à partir duquel on retrouve des indications témoignant d'un changement, c.-à-d. la probabilité de faire erreur si l'on conclut qu'il y a eu un changement). N représente la taille moyenne de l'échantillon mensuel (voir la section 2.3).

TABLEAU 9

Nouveaux emplois (<1 mois) qui comptent moins de 15 heures par semaine

Employés	Hommes					Femmes				
%	Canada	Atlantique	Québec	Ontario	Ouest	Canada	Atlantique	Québec	Ontario	Ouest
Févr 1995	0,63	1,10	0,87	0,35	0,68	0,84	1,21	1,15	0,58	0,87
Juin 1995	0,77	0,74	1,05	0,73	0,58	0,84	1,03	0,72	0,62	1,18
Févr 1996	0,71	1,09	1,00	0,50	0,66	0,93	1,21	1,09	0,83	0,87
Juin 1996	0,65	0,84	0,81	0,52	0,65	0,93	0,97	1,15	0,76	0,97
Févr 1997	0.26	0,52	0,32	0,16	0,30	0,42	0,48	0,30	0,43	0,47
Juin 1997	0,46	0,67	0,46	0,41	0,45	0,56	1,03	0,52	0,48	0,58
Févr 1998	0,32	0,40	0,31	0,31	0,32	0,40	0,62	0,39	0,24	0,57
Juin 1998	0,37	0,94	0,28	0,29	0,40	0,70	1,00	0,62	0,62	0,78
test F97	0,000	0,004	0,000	0,001	0,000	0,000	0,000	0,000	0,033	0,003
test J97	0,000	0,477	0,006	0,047	0,145	0,000	0,874	0,017	0,069	0,000
test F98	0,000	0,000	0,000	0,188	0,001	0,000	0,002	0,000	0,000	0,031
test J98	0,000	0,422	0,000	0,001	0,035	0,021	0,997	0,095	0,554	0,058
Nombre										
Févr 1995	34 465	4 078	11 807	7 634	10 946	41 886	4 234	13 267	11 668	12 717
Juin 1995	45 285	3 207	15 279	16 959	9 840	43 465	3 894	8 786	12 788	17 997
Févr 1996	39 109	3 993	13 358	11 167	10 591	46 176	4 143	12 748	16 549	12 736
Juin 1996	38 553	3 604	11 742	12 062	11 145	48 308	3 644	13 883	15 984	14 797
Févr 1997	14 407	1 893	4 152	3 506	4 856	20 498	1 648	3 563	8 458	6 829
Juin 1997	27 078	2 941	6 818	9 564	7 755	28 508	3 869	6 246	9 562	8 831
Févr 1998	18 005	1 483	4 154	7 040	5 328	20 389	2 238	4 587	4 936	8 628
Juin 1998	22 136	4 128	4 117	7 019	6 872	37 158	3 918	7 552	13 260	12 428
test F97	0,000	0,003	0,000	0,001	0,000	0,000	0,000	0,000	0,027	0,002
test J97	0,000	0,517	0,008	0,045	0,147	0,000	0,899	0,017	0,049	0,000
test F98	0,000	0,000	0,000	0,255	0,002	0,000	0,004	0,000	0,000	0,046
test J98	0,000	0,379	0,000	0,001	0,043	0,044	0,837	0,100	0,672	0,101

Nota : Les tests sont des tests *t* des différences entre les résultats d'un mois donné et les résultats du même mois mis en commun pour 1995 et 1996. Les valeurs signalées sont des valeurs *p* (seuil de signification à partir duquel on retrouve des indications témoignant d'un changement, c.-à-d. la probabilité de faire erreur si l'on conclut qu'il y a eu un changement). La partie supérieure du tableau présente le pourcentage des nouveaux emplois (<1 mois) qui comptent moins de 15 heures par semaine par rapport à l'emploi total. La partie inférieure donne le nombre de nouveaux emplois dans la population que représentent les pourcentages de la partie supérieure.

TABLEAU 10
Nouveaux emplois (<1 mois), tous les horaires

Employés	Hommes					Femmes				
%	Canada	Atlantique	Québec	Ontario	Ouest	Canada	Atlantique	Québec	Ontario	Ouest
Févr 1995	2,90	4,58	3,30	1,99	3,40	2,95	2,06	4,04	3,65	3,12
Juin 1995	4,81	8,52	5,79	3,27	5,11	4,06	3,22	4,68	6,47	4,11
Févr 1996	2,76	3,81	3,48	1,84	3,17	2,75	2,50	3,16	3,09	2,67
Juin 1996	4,43	7,40	5,15	3,42	4,44	3,64	2,64	4,71	5,49	3,70
Févr 1997	1,60	2,40	1,61	1,26	1,87	1,30	1,26	1,10	1,79	1,38
Juin 1997	4,13	8,21	5,13	3,06	3,69	3,60	3,20	3,55	6,45	3,48
Févr 1998	2,04	2,83	1,79	1,65	2,62	2,00	1,83	1,91	2,38	2,20
Juin 1998	3,66	7,33	4,40	2,65	3,48	3,25	2,34	4,04	6,20	3,13
test F97	0,000	0,000	0,000	0,002	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
test J97	0,011	0,639	0,474	0,290	0,001	0,178	0,368	0,010	0,357	0,161
test F98	0,000	0,001	0,000	0,233	0,016	0,000	0,066	0,000	0,004	0,008
test J98	0,000	0,223	0,020	0,011	0,000	0,001	0,021	0,164	0,650	0,009
Nombre										
Févr 1995	158 821	16 921	44 595	42 914	54 391	146 281	41 260	46 497	12 762	45 762
Juin 1995	284 211	37 106	83 966	76 097	87 042	210 512	66 289	57 078	24 588	62 557
Févr 1996	152 482	13 964	46 628	40 657	51 233	137 016	50 097	37 134	10 579	39 206
Juin 1996	261 619	31 710	74 288	79 660	75 961	188 446	54 470	56 663	20 688	56 625
Févr 1997	87 521	8 653	21 186	27 228	30 454	63 959	24 754	12 962	6 164	20 079
Juin 1997	245 603	35 966	75 678	70 859	65 100	183 748	63 887	42 688	24 233	52 940
Févr 1998	115 356	10 506	23 911	37 613	43 326	101 781	37 337	22 528	8 659	33 257
Juin 1998	220 530	32 253	64 390	63 489	60 398	173 116	49 843	49 140	24 422	49 711
test F97	0,000	0,000	0,000	0,001	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
test J97	0,017	0,519	0,631	0,279	0,001	0,104	0,566	0,010	0,415	0,161
test F98	0,000	0,001	0,000	0,407	0,037	0,000	0,100	0,000	0,016	0,018
test J98	0,000	0,362	0,032	0,028	0,000	0,005	0,052	0,184	0,363	0,036

Nota : Les tests sont des tests *t* des différences entre les résultats d'un mois donné et les résultats du même mois mis en commun pour 1995 et 1996. Les valeurs signalées sont des valeurs *p* (seuil de signification à partir duquel on retrouve des indications témoignant d'un changement, c.-à-d. la probabilité de faire erreur si l'on conclut qu'il y a eu un changement). La partie supérieure du tableau présente le pourcentage des nouveaux emplois (<1 mois) par rapport à l'emploi total. La partie inférieure donne le nombre de nouveaux emplois dans la population que représentent les pourcentages de la partie supérieure.

TABLEAU 11

Nouveaux emplois (<1 mois) qui comptent entre 15 et 30 heures par semaine

Employés	Hommes					Femmes				
%	Canada	Atlantique	Québec	Ontario	Ouest	Canada	Atlantique	Québec	Ontario	Ouest
Févr 1995	0,49	0,46	0,51	0,44	0,55	0,82	0,69	0,99	0,65	0,91
Juin 1995	0,73	0,11	0,68	0,62	0,83	1,04	0,72	1,53	1,79	0,90
Févr 1996	0,39	0,69	0,48	0,33	0,31	0,66	0,57	0,69	0,79	0,74
Juin 1996	0,69	1,26	0,65	0,64	0,66	0,92	0,60	1,26	1,47	0,95
Févr 1997	0,28	0,44	0,24	0,24	0,32	0,38	0,46	0,25	0,50	0,36
Juin 1997	0,57	0,99	0,79	0,49	0,40	1,04	0,93	1,05	1,39	1,10
Févr 1998	0,27	0,33	0,08	0,21	0,45	0,59	0,59	0,45	0,49	0,74
Juin 1998	0,58	1,01	0,67	0,45	0,59	0,70	0,55	0,96	1,18	0,59
test F97	0,004	0,368	0,033	0,124	0,240	0,000	0,201	0,000	0,188	0,000
test J97	0,044	0,342	0,472	0,172	0,001	0,526	0,076	0,175	0,337	0,279
test F98	0,002	0,092	0,000	0,063	0,751	0,690	0,788	0,021	0,163	0,550
test J98	0,085	0,401	0,971	0,097	0,238	0,001	0,371	0,690	0,053	0,009
Nombre										
Févr 1995	26 920	1 701	6 957	9 465	8 797	40 687	13 718	11 418	2 264	13 287
Juin 1995	43 129	4 835	9 827	14 336	14 131	54 112	14 891	18 683	6 799	13 739
Févr 1996	21 421	2 535	6 456	7 405	5 025	33 090	11 334	8 147	2 708	10 901
Juin 1996	40 961	5 409	9 380	14 934	11 238	47 577	12 378	15 149	5 539	14 511
Févr 1997	15 188	1 599	3 162	5 270	5 157	18 939	8 954	2 994	1 720	5 271
Juin 1997	33 982	4 339	11 686	11 269	6 688	53 291	18 554	12 675	5 243	16 819
Févr 1998	15 056	1 238	1 182	4 946	7 690	30 291	12 050	5 306	1 792	11 143
Juin 1998	35 203	4 466	9 813	10 679	10 245	37 368	11 794	11 630	4 637	9 307
test F97	0,003	0,333	0,028	0,114	0,262	0,000	0,174	0,000	0,187	0,000
test J97	0,050	0,382	0,427	0,167	0,001	0,631	0,106	0,168	0,320	0,287
test F98	0,003	0,099	0,000	0,088	0,670	0,107	0,863	0,025	0,230	0,664
test J98	0,125	0,463	0,938	0,130	0,278	0,003	0,466	0,074	0,093	0,018

Nota : Les tests sont des tests *t* des différences entre les résultats d'un mois donné et les résultats du même mois mis en commun pour 1995 et 1996. Les valeurs signalées sont des valeurs *p* (seuil de signification à partir duquel on retrouve des indications témoignant d'un changement, c.-à-d. la probabilité de faire erreur si l'on conclut qu'il y a eu un changement). La partie supérieure du tableau présente le pourcentage des nouveaux emplois (<1 mois) qui comptent entre 15 et 30 heures par semaine par rapport à l'emploi total. La partie inférieure donne le nombre de nouveaux emplois dans la population que représentent les pourcentages de la partie supérieure.

TABLEAU 12
Nouveaux emplois (<1 mois) qui comptent plus de 30 heures par semaine

Employés	Hommes					Femmes				
%	Canada	Atlantique	Québec	Ontario	Ouest	Canada	Atlantique	Québec	Ontario	Ouest
Févr 1995	0,49	0,46	0,51	0,44	0,55	0,82	0,69	0,99	0,65	0,91
Juin 1995	0,73	0,11	0,68	0,62	0,83	1,04	0,72	1,53	1,79	0,90
Févr 1996	0,39	0,69	0,48	0,33	0,31	0,66	0,57	0,69	0,79	0,74
Juin 1996	0,69	1,26	0,65	0,64	0,66	0,92	0,60	1,26	1,47	0,95
Févr 1997	0,28	0,44	0,24	0,24	0,32	0,38	0,46	0,25	0,50	0,36
Juin 1997	0,57	0,99	0,79	0,49	0,40	1,04	0,93	1,05	1,39	1,10
Févr 1998	0,27	0,33	0,08	0,21	0,45	0,59	0,59	0,45	0,49	0,74
Juin 1998	0,58	1,01	0,67	0,45	0,59	0,70	0,55	0,96	1,18	0,59
test F97	0,004	0,368	0,033	0,124	0,240	0,000	0,201	0,000	0,188	0,000
test J97	0,044	0,342	0,472	0,172	0,001	0,526	0,076	0,175	0,337	0,279
test F98	0,002	0,092	0,000	0,063	0,751	0,690	0,788	0,021	0,163	0,550
test J98	0,085	0,401	0,971	0,097	0,238	0,001	0,371	0,690	0,053	0,009
Nombre										
Févr 1995	26 920	1 701	6 957	9 465	8 797	40 687	13 718	11 418	2 264	13 287
Juin 1995	43 129	4 835	9 827	14 336	14 131	54 112	14 891	18 683	6 799	13 739
Févr 1996	21 421	2 535	6 456	7 405	5 025	33 090	11 334	8 147	2 708	10 901
Juin 1996	40 961	5 409	9 380	14 934	11 238	47 577	12 378	15 149	5 539	14 511
Févr 1997	15 188	1 599	3 162	5 270	5 157	18 939	8 954	2 994	1 720	5 271
Juin 1997	33 982	4 339	11 686	11 269	6 688	53 291	18 554	12 675	5 243	16 819
Févr 1998	15 056	1 238	1 182	4 946	7 690	30 291	12 050	5 306	1 792	11 143
Juin 1998	35 203	4 466	9 813	10 679	10 245	37 368	11 794	11 630	4 637	9 307
test F97	0,003	0,333	0,028	0,114	0,262	0,000	0,174	0,000	0,187	0,000
test J97	0,050	0,382	0,427	0,167	0,001	0,631	0,106	0,168	0,320	0,287
test F98	0,003	0,099	0,000	0,088	0,670	0,107	0,863	0,025	0,230	0,664
test J98	0,125	0,463	0,938	0,130	0,278	0,003	0,466	0,074	0,093	0,018

Nota : Les tests sont des tests *t* des différences entre les résultats d'un mois donné et les résultats du même mois mis en commun pour 1995 et 1996. Les valeurs signalées sont des valeurs *p* (seuil de signification à partir duquel on retrouve des indications témoignant d'un changement, c.-à-d. la probabilité de faire erreur si l'on conclut qu'il y a eu un changement). La partie supérieure du tableau présente le pourcentage des nouveaux emplois (<1 mois) qui comptent entre 15 et 30 heures par semaine par rapport à l'emploi total. La partie inférieure donne le nombre de nouveaux emplois dans la population que représentent les pourcentages de la partie supérieure.

TABLEAU 13

Pourcentage des nouveaux emplois (<1 mois) par rapport à tous les nouveaux emplois selon la catégorie d'horaire

Employés	Hommes					Femmes				
<15/total	Canada	Atlantique	Québec	Ontario	Ouest	Canada	Atlantique	Québec	Ontario	Ouest
Févr 1995	21,72	24,02	26,40	17,59	20,01	28,51	58,62	28,50	15,90	27,86
Juin 1995	16,01	8,69	18,13	22,32	11,35	20,68	32,01	15,38	9,58	28,75
Févr 1996	25,72	28,61	28,74	27,20	20,82	33,87	48,40	34,45	26,83	32,65
Juin 1996	14,67	11,35	15,73	15,20	14,64	25,52	36,74	24,44	13,85	26,19
Févr 1997	16,25	21,69	19,89	12,66	16,04	32,43	38,03	27,25	24,09	34,06
Juin 1997	11,14	8,16	8,97	13,42	12,20	15,56	32,20	14,67	7,45	16,69
Févr 1998	15,69	14,16	17,37	18,81	12,21	20,03	33,94	20,43	10,08	25,91
Juin 1998	10,11	12,83	6,36	10,94	11,50	21,54	42,68	15,35	10,00	24,94
>=30/ total										
Févr 1995	61,38	65,94	57,95	60,15	6,39	43,45	38,28	46,84	49,08	43,23
Juin 1995	68,81	78,29	70,12	59,02	72,42	53,42	58,11	51,07	56,53	49,21
Févr 1996	60,14	53,28	57,47	54,30	69,72	41,88	43,60	43,62	35,23	39,70
Juin 1996	69,53	71,62	71,65	66,04	70,27	49,12	47,73	48,67	55,60	48,33
Févr 1997	66,25	59,66	65,26	68,83	67,38	37,84	29,32	49,05	45,38	39,71
Juin 1997	75,30	79,76	75,62	70,70	77,24	55,53	55,95	55,57	62,37	51,50
Févr 1998	71,57	73,97	77,70	67,96	69,85	50,08	54,52	56,05	53,34	40,45
Juin 1998	74,04	73,29	78,36	72,08	71,59	56,92	49,72	60,91	64,97	56,27

Nota : Pourcentage des nouveaux emplois (<1 mois) par rapport à l'ensemble des nouveaux emplois selon la catégorie d'horaire.

TABLEAU 14
Nouveaux emplois qui ont pris fin: attention portee aux travailleurs actifs

Employés	Hommes					Femmes				
TPa et faible durée d'occupation	**Canada**	**Atlantique**	**Québec**	**Ontario**	**Ouest**	**Canada**	**Atlantique**	**Québec**	**Ontario**	**Ouest**
Févr 1995	5,69	7,10	5,15	5,75	5,64	5,93	8,75	5,84	4,05	7,22
Juin 1995	6,60	10,73	3,44	6,00	8,09	6,16	11,77	5,51	2,95	8,38
Févr 1996	6,31	7,23	2,23	6,48	9,56	4,96	11,06	3,14	2,63	7,90
Juin 1996	7,37	12,21	2,64	7,84	8,75	8,48	8,30	8,05	7,12	10,48
Févr 1997	4,40	4,21	2,92	5,15	5,23	5,34	5,56	1,79	6,62	7,30
Juin 1997	3,85	3,71	5,43	3,56	2,71	7,27	11,10	3,41	11,77	2,77
Févr 1998	4,25	2,94	4,79	5,13	3,42	5,67	3,22	3,03	6,43	8,52
Juin 1998	5,02	4,63	5,39	3,99	6,00	6,75	12,92	6,56	3,73	7,82
test F97	0,135	0,137	0,727	0,642	0,262	0,936	0,104	0,170	0,196	0,930
test J97	0,006	0,000	0,328	0,113	0,003	0,952	0,737	0,185	0,042	0,002
test F98	0,117	0,027	0,637	0,649	0,019	0,878	0,003	0,481	0,277	0,751
test J98	0,111	0,001	0,420	0,180	0,284	0,676	0,349	0,959	0,506	0,553
TPi et faible durée d'occupation										
Févr 1995	5,56	11,04	5,51	3,73	5,82	2,62	7,22	3,01	0,21	3,54
Juin 1995	6,29	8,92	8,14	5,27	4,81	3,44	5,96	6,33	1,97	1,43
Févr 1996	4,91	11,97	5,51	2,59	4,35	2,32	10,82	1,31	1,68	0,96
Juin 1996	5,82	10,46	5,29	6,30	3,59	4,49	6,63	2,55	5,75	3,69
Févr 1997	4,60	6,95	7,89	1,25	4,20	3,22	5,37	3,26	2,55	3,20
Juin 1997	7,25	9,30	4,47	8,06	8,09	3,61	5,00	3,42	1,71	6,09
Févr 1998	5,85	5,32	4,50	4,63	8,15	3,70	6,75	1,23	5,86	2,50
Juin 1998	7,72	11,67	9,99	4,28	8,55	3,65	7,17	3,96	2,58	3,07
test F97	0,526	0,052	0,331	0,084	0,631	0,413	0,159	0,575	0,218	0,648
test J97	0,358	0,879	0,313	0,464	0,074	0,733	0,520	0,625	0,201	0,164
test F98	0,577	0,006	0,682	0,419	0,154	0,273	0,421	0,604	0,047	0,934
test J98	0,182	0,470	0,292	0,437	0,048	0,760	0,722	0,823	0,443	0,828
N moyen	884	242	175	225	242	662	176	137	175	173

TABLEAU 14 (suite)
Nouveaux emplois qui ont pris fin: attention portée aux travailleurs actifs

	Hommes					Femmes				
	Canada	Atlantique	Québec	Ontario	Ouest	Canada	Atlantique	Québec	Ontario	Ouest
Test Statistiques Communs										
Temps partiel (TPa)										
Résultats de février mis en commun	0,067	0,037	0,950	0,582	0,044	0,962	0,012	0,245	0,121	0,894
Résultats de juin mis en commun	0,012	0,000	0,245	0,096	0,034	0,780	0,428	0,491	0,192	0,057
Temps plein (TPi)										
Résultats de février mis en commun	0,977	0,008	0,610	0,818	0,428	0,229	0,208	0,939	0,023	0,714
Résultats de juin mis en commun	0,165	0,744	0,907	0,983	0,014	0,696	0,910	0,669	0,235	0,266

Nota : Les tests sont des tests *t* des différences entre les résultats d'un mois donné et les résultats du même mois mis en commun pour 1995 et 1996. Les valeurs signalées sont des valeurs *p* (seuil de signification à partir duquel on retrouve des indications témoignant d'un changement, c.-à-d. la probabilité de faire erreur si l'on conclut qu'il y a eu un changement). N représente la taille moyenne de l'échantillon mensuel (voir la section 2.3). Les tests communs sont des tests *t* de la différence entre les résultats mis en commun de février ou de juin pendant la période de l'AC et la période de l'AE. Les emplois à temps plein comptent plus de 30 heures par semaine et les emplois à temps partiel, moins de 30 heures par semaine; par « faible durée d'occupation », on entend les emplois occupés depuis moins de 6 mois.

TABLEAU 15
Comparaisons des heures selon l'ECPIE et le RE, cohortes 7, 8 et 9

h/s selon le RE	Heures/semaine selon l'ECPIE					
	<15	**15 à 29**	**30 à 40**	**>40**	**Manque**	**Total**
<15	252	392	297	136	48	1 125
15 à 29	114	876	1 136	347	74	2 547
30 à 40	54	219	2 697	926	54	3 950
>40	25	123	1 544	1 872	56	3 620
Manque	19	73	357	215	0	664
Total	464	1 683	6 031	3 496	232	11 906

Nota : Les chiffres dans les cellules représentent le nombre de personnes dans l'échantillon de la catégorie pertinente.

TABLEAU 16

Comparaisons des heures selon l'ECPIE et le RE, emplois assujettis entièrement au régime de l'AE, cohortes 7, 8 et 9

h/s selon le RE	Heures/semaine selon l'ECPIE				
	<15	15 à 29	30 à 40	>40	Total
<15	96	159	140	79	474
15 à 29	41	277	527	194	1 039
30 à 40	21	52	1 301	516	1 890
>40	11	24	359	1 017	1 411
Total	169	512	2 327	1 806	4 814

Nota : Les chiffres dans les cellules représentent le nombre de personnes dans l'échantillon de la catégorie pertinente.

TABLEAU 17

Comparaison de l'admissibilité selon l'ECPIE et le RE, règles de l'AC et régime de l'AE, cohortes 7, 8 et 9

Admissibilité en vertu de l'AC?	Admissibilité en vertu de l'AE?			
	Non	D'après l'emploi de référence seulement	D'après plusieurs emplois pendant pér. réf.	Total des emplois
Non	1 948,3 76,4	232,6 9,1	369,8 14,5	2 550,7 100,0
D'après l'emploi de référence seulement	246,3 3,3	6 964,9 94,1	192,7 2,6	7 404,0 100,0
D'après plusieurs emplois pendant la période de référence	76,3 4,5	2 12,0 12,6	1 400,0 82,9	1 688,3 100,0
Total	2 271,0	7 409,5	1 962,5	11 643,0

Nota : Le nombre de répondants étant pondéré, il est donné en chiffres décimaux. Dans le tableau, « non » signifie que l'individu ne serait pas admissible; « emploi de référence » signifie que l'individu serait admissible selon le travail qu'il effectue dans le cadre de l'emploi de référence seulement; et « emplois multiples » signifie que l'individu serait admissible s'il combinait les emplois multiples qu'il a occupés pendant la période de référence.

Le chiffre du haut dans chaque catégorie correspond au nombre de personnes dans l'échantillon du groupe pertinent; le chiffre du bas est le pourcentage pour la rangée.

TABLEAU 18

Transitions au chapitre de l'admissibilité par province, cohortes 7, 8 et 9 de l'ECPIE

Admissibilité en vertu de l'AC/l'AE	Province											
	T.-N.	Î.-P.-É.	N.-É.	N.-B.	Qué.	Ont.	Man.	Sask.	Alb.	C.-B.	T.N.-O.	Total
Inconnue	8,0	1,7	6,5	17,1	62,4	46,7	7,8	6,8	25,7	28,7	1,7	213,0
	3,2	2,1	1,7	4,1	1,9	1,2	1,8	1,9	2,0	1,9	3,5	1,8
Inadmissibilité/ Inadmissibilité	38,0	12,3	52,4	63,7	393,2	690,7	99,2	78,3	270,3	245,6	12,1	1 955,7
	15,3	15,1	13,8	15,2	12,1	18,2	22,1	21,4	20,5	16,0	24,7	16,4
Inadmissibilité/ Selon l'emploi de réf.	10,4	5,8	11,0	13,9	44,4	98,8	7,2	8,8	16,4	16,8	0,1	233,6
	4,2	7,1	2,9	3,3	1,4	2,6	1,6	2,4	1,3	1,1	0,2	2,0
Inadmissibilité/ Selon des emplois mult.	11,1	4,7	20,6	18,4	113,8	94,0	15,6	9,3	44,8	38,9	0,2	371,4
	4,5	5,7	5,4	4,4	3,5	2,5	3,5	2,5	3,4	2,5	0,4	3,1
Selon l'emploi de réf./ Inadmissibilité	2,4	0,6	5,3	3,1	42,8	105,7	10,6	2,3	34,7	39,7	0,0	247,4
	1,0	0,8	1,4	0,7	1,3	2,8	2,4	0,6	2,6	2,6	0,0	2,1
Selon l'emploi de réf./Selon l'emploi de réf.	136,8	37,9	224,4	227,2	2 042,1	2 172,6	239,7	204,2	726,5	947,3	29,9	6 988,4
	55,1	46,3	59,1	54,2	62,8	57,2	53,5	55,9	55,1	61,7	61,2	58,7
Selon l'emploi de réf./Selon des emplois mult.	3,7	1,1	6,2	7,0	76,9	33,5	6,6	6,9	16,0	34,9	0,0	192,8
	1,5	1,4	1,6	1,7	2,4	0,9	1,5	1,9	1,2	2,3	0,0	1,6
Selon des emplois mult./ Inadmissibilité	0,0	0,6	1,9	3,1	12,9	32,4	3,0	1,8	13,1	7,8	0,0	76,7
	0,0	0,7	0,5	0,7	0,4	0,9	0,7	0,5	1,0	0,5	0,0	0,6
Selon des emplois mult./ Selon l'emploi de réf.	8,4	4,4	9,3	13,3	51,7	59,0	6,1	6,5	26,8	27,3	0,0	212,9
	3,4	5,4	2,5	3,2	1,6	1,6	1,4	1,8	2,0	1,8	0,0	1,8
Selon des emplois mult./ Selon des emplois mult.	29,6	12,6	42,2	52,0	413,1	465,5	52,4	40,4	143,8	148,8	4,8	1 405,3
	11,9	15,4	11,1	12,4	12,7	12,3	11,7	11,1	10,9	9,7	9,9	11,8
Total	248,3	81,7	379,6	418,9	3 253,2	3 798,9	448,3	365,2	1 318,1	1 535,9	48,8	11 897,0
	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Nota : Le chiffre supérieur de chaque série est le nombre d'observations dans la cellule, le chiffre inférieur est le pourcentage pour la colonne. Toutes les observations ont été réparties entre 10 catégories, soit inconnue ou, s'il s'agit d'une transition entre deux situations : inadmissibilité à l'AC/l'AE; admissibilité selon l'emploi de référence seulement (un emploi); admissibilité si tous les emplois que l'individu a occupés pendant la période de référence sont combinés (emplois multiples).

TABLEAU 19

Transitions au chapitre de l'admissibilité selon le sexe, cohortes 7, 8 et 9 de l'ECPIE

Admissibilité en vertu de l'AC/l'AE	Femmes	Hommes	Total
Inconnue	82,4	130,8	213,2
	1,4	2,3	1,8
Inadmissibilité/	1 041,2	915,3	1 956,5
Inadmissibilité	17,1	15,8	16,4
Inadmissibilité/	144,9	88,7	233,6
Selon l'emploi de réf.	2,4	1,5	2,0
Inadmissibilité/	211,8	159,6	371,4
Selon des emplois mult.	3,5	2,8	3,1
Selon l'emploi de réf./	161,1	86,3	247,4
Inadmissibilité	2,6	1,5	2,1
Selon l'emploi de réf./	3 671,7	3 322,4	6 994,1
Selon l'emploi de réf.	60,2	57,3	58,8
Selon l'emploi de réf./	114,3	79,2	193,5
Selon des emplois mult.	1,9	1,4	1,6
Selon des emplois mult./	45,6	31,0	76,7
Inadmissibilité	0,8	0,5	0,6
Selon des emplois mult./	51,7	161,2	212,9
Selon l'emploi de réf.	0,9	2,8	1,8
Selon des emplois mult./	578,9	826,9	1 405,8
Selon des emplois mult.	9,5	14,3	11,8
Total	6 103,5	5 801,5	11 905,0
	100,0	100,0	100,0

Nota : Le chiffre supérieur de chaque série est le nombre d'observations dans la cellule, le chiffre inférieur est le pourcentage pour la colonne. Toutes les observations ont été réparties entre 10 catégories, soit inconnue ou, s'il s'agit d'une transition entre deux situations : inadmissibilité à l'AC/l'AE; admissibilité selon l'emploi de référence seulement (un emploi); admissibilité si tous les emplois que l'individu a occupés pendant la période de référence sont combinés (emplois multiples).

TABLEAU 20

Transitions au chapitre de l'admissibilité selon l'âge, cohortes 7, 8 et 9 de l'ECPIE

Admissibilité en vertu de l'AC/l'AE	Catégorie d'âge			
	Jeunes	Âge intermédiaire	Plus âgés	Total
Inconnue	40,2 1,7	153,7 1,8	19,3 1,9	213,3 1,8
Inadmissibilité/ Inadmissibilité	790,1 33,6	1 078,7 12,7	84,6 8,2	1 953,4 16,5
Inadmissibilité/ Selon l'emploi de réf.	107,9 4,6	111,8 1,3	13,1 1,3	232,8 2,0
Inadmissibilité/ Selon des emplois mult.	120,2 5,1	236,2 2,8	15,2 1,5	371,6 3,1
Selon l'emploi de réf./ Inadmissibilité	76,6 3,3	141,5 1,7	29,3 2,8	247,4 2,1
Selon l'emploi de réf./ Selon l'emploi de réf.	851,2 36,2	5 408,1 63,7	713,5 69,1	6 972,8 58,7
Selon l'emploi de réf./ Selon des emplois mult.	47,9 2,0	134,8 1,6	10,0 1,0	192,8 1,6
Selon des emplois mult./ Inadmissibilité	11,7 0,5	57,5 0,7	7,5 0,7	76,7 0,7
Selon des emplois mult./ Selon l'emploi de réf.	37,1 1,6	153,3 1,8	22,5 2,2	212,9 1,8
Selon des emplois mult./ Selon des emplois mult.	267,9 11,4	1 018,3 12,0	117,1 11,4	1 403,3 11,8
Total	2 350,9 100,0	8 493,9 100,0	1 032,2 100,0	11 877,0 100,0

Nota : Le chiffre supérieur de chaque série est le nombre d'observations dans la cellule, le chiffre inférieur est le pourcentage pour la colonne. Toutes les observations ont été réparties entre 10 catégories, soit inconnue ou, s'il s'agit d'une transition entre deux situations : inadmissibilité à l'AC/l'AE; admissibilité selon l'emploi de référence seulement (un emploi); admissibilité si tous les emplois que l'individu a occupés pendant la période de référence sont combinés (emplois multiples). Dans les colonnes, jeunes (25 ans ou moins) âge intermédiaire (26 à 55 ans) plus âgés (56 ans ou plus).

TABLEAU 21

Transitions au chapitre de l'admissibilité selon le niveau de scolarité, cohortes 7, 8 et 9 de l'ECPIE

Admissibilité en vertu de l'AC/l'AE	Scolarité					
	< Sec.	Sec.	Collège	Univ.	Autre	Total
Inconnue	57,3	60,1	54,1	32,7	9,0	213,3
	2,5	1,9	1,7	1,1	3,9	1,8
Inadmissibilité/	304,6	480,9	529,9	602,4	39,5	1 957,2
Inadmissibilité	13,1	15,5	16,6	19,7	16,9	16,5
Inadmissibilité/	29,3	42,4	73,7	86,4	1,7	233,4
Selon l'emploi de réf.	1,3	1,4	2,3	2,8	0,7	2,0
Inadmissibilité/	77,0	119,1	83,2	87,0	3,5	369,7
Selon des emplois mult.	3,3	3,9	2,6	2,9	1,5	3,1
Selon l'emploi de réf./	28,4	59,8	47,6	105,9	5,8	247,5
Inadmissibilité	1,2	1,9	1,5	3,5	2,5	2,1
Selon l'emploi de réf./	1 335,3	1 766,7	1 973,7	1 776,1	132,3	6 984,1
Selon l'emploi de réf.	57,4	57,1	61,9	58,2	56,6	58,7
Selon l'emploi de réf./	37,3	44,6	50,0	61,2	0,6	193,6
Selon des emplois mult.	1,6	1,4	1,6	2,0	0,3	1,6
Selon des emplois mult./	13,6	23,1	18,5	19,3	2,3	76,7
Inadmissibilité	0,6	0,8	0,6	0,6	1,0	0,6
Selon des emplois mult./	84,0	46,3	43,3	33,8	5,5	213,0
Selon l'emploi de réf.	3,6	1,5	1,4	1,1	2,4	1,8
Selon des emplois mult./	358,7	452,6	314,4	246,9	33,9	1 406,5
Selon des emplois mult.	15,4	14,6	9,9	8,1	14,5	11,8
Total	2 325,5	3 095,5	3 188,5	3 051,6	233,9	11 895,0
	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Nota : Le chiffre supérieur de chaque série est le nombre d'observations dans la cellule, le chiffre inférieur est le pourcentage pour la colonne. Toutes les observations ont été réparties entre 10 catégories, soit inconnue ou, s'il s'agit d'une transition entre deux situations : inadmissibilité à l'AC/l'AE; admissibilité selon l'emploi de référence seulement (un emploi); admissibilité si tous les emplois que l'individu a occupés pendant la période de référence sont combinés (emplois multiples). Le titre des colonnes indique le plus haut niveau de scolarité obtenu : < Sec. = études primaires ou études secondaires inachevées; Sec. = diplôme d'études secondaires et les autres catégories se passent d'explication.

TABLEAU 22

Transitions au chapitre de l'admissibilité selon la situation de famille, cohortes 7, 8 et 9 de l'ECPIE

Admissibilité en vertu de l'AC/l'AE	Situation de famille			
	Mariés	V/S/D	Célibataires	Total
Inconnue	118,6 1,7	17,7 1,5	76,8 2,0	213,1 1,8
Inadmissibilité/ Inadmissibilité	816,4 11,9	154,5 13,1	984,1 25,7	1 954,9 16,4
Inadmissibilité/ Selon l'emploi de réf.	93,0 1,4	13,0 1,1	127,6 3,3	233,6 2,0
Inadmissibilité/ Selon des emplois mult.	155,9 2,3	34,0 2,9	179,9 4,7	369,8 3,1
Selon l'emploi de réf./ Inadmissibilité	128,9 1,9	30,7 2,6	87,6 2,3	247,3 2,1
Selon l'emploi de réf./ Selon l'emploi de réf.	4 439,1 64,6	7 47,2 63,5	1 796,1 46,8	6 982,5 58,7
Selon l'emploi de réf./ Selon des emplois mult.	96,9 1,4	31,6 2,7	65,0 1,7	193,5 1,6
Selon des emplois mult./ Inadmissibilité	51,2 0,7	9,6 0,8	15,9 0,4	76,7 0,6
Selon des emplois mult./ Selon l'emploi de réf.	133,5 1,9	16,1 1,4	63,2 1,7	212,9 1,8
Selon des emplois mult./ Selon des emplois mult.	842,9 12,3	123,1 10,5	439,7 11,5	1 405,7 11,8
Total	6 876,5 100,0	1 177,5 100,0	3 836,0 100,0	11 890,0 100,0

Nota : Le chiffre supérieur de chaque série est le nombre d'observations dans la cellule, le chiffre inférieur est le pourcentage pour la colonne. Toutes les observations ont été réparties entre 10 catégories, soit inconnue ou, s'il s'agit d'une transition entre deux situations : inadmissibilité à l'AC/l'AE; admissibilité selon l'emploi de référence seulement (un emploi); admissibilité si tous les emplois que l'individu a occupés pendant la période de référence sont combinés (emplois multiples).

TABLEAU 23

Transitions au chapitre de l'admissibilité selon le genre de ménage, cohortes 7, 8 et 9 de l'ECPIE

Admissibilité en vertu de l'AC/l'AE	Genre de ménage								
	Célib.	Répondant et partenaire	Couple et enfant <15 ans	Célib. et enfant <15 ans	Couple et autres	Couple, enfant <15 ans et autres	Célib., enfant <15 ans et autres	Célib. et autres	Total
Inconnue	30,6 2,0	49,4 2,3	29,2 1,1	3,2 1,1	27,5 2,1	11,4 1,4	2,3 1,0	59,7 2,1	213,3 1,8
Inadmissibilité/ Inadmissibilité	273,4 18,1	281,8 12,9	316,0 11,8	35,1 12,6	160,2 12,0	88,5 11,2	39,5 17,0	760,4 26,5	1 954,8 16,5
Inadmissibilité/ Selon l'emploi de réf.	24,1 1,6	36,9 1,7	40,7 1,5	4,2 1,5	14,4 1,1	4,1 0,5	3,7 1,6	104,6 3,7	232,8 2,0
Inadmissibilité/ Selon des emplois mult.	51,1 3,4	60,5 2,8	59,9 2,2	7,5 2,7	31,8 2,4	23,3 3,0	3,8 1,6	131,8 4,6	369,7 3,1
Selon l'emploi de réf./ Inadmissibilité	40,5 2,7	38,1 1,8	40,0 1,5	2,8 1,0	28,6 2,1	23,8 3,0	7,2 3,1	66,5 2,3	247,5 2,1
Selon l'emploi de réf./Selon l'emploi de réf.	880,6 58,2	1 326,6 60,7	1 839,3 68,6	178,1 63,8	844,1 63,1	489,1 61,8	133,8 57,7	1 288,2 45,0	6 979,9 58,7
Selon l'emploi de réf./Selon des emplois mult.	17,7 1,2	53,9 2,5	25,4 1,0	12,1 4,4	14,2 1,1	11,9 1,5	10,1 4,3	48,4 1,7	193,6 1,6
Selon des emplois mult./ Inadmissibilité	1,9 0,1	6,3 0,3	16,5 0,6	2,1 0,7	8,1 0,6	12,1 1,5	1,4 0,6	28,3 1,0	76,7 0,7
Selon des emplois mult./ Selon l'emploi de réf.	22,5 1,5	49,3 2,3	35,2 1,3	4,1 1,5	28,0 2,1	18,3 2,3	0,3 0,1	55,2 1,9	213,0 1,8
Selon des emplois mult./ Selon des emplois mult.	169,8 11,2	283,3 13,0	278,3 10,4	29,8 10,7	179,9 13,5	108,8 13,8	30,1 13,0	322,7 11,3	1 402,7 11,8
Total	1 512,1 100,0	2 186,1 100,0	2 680,6 100,0	279,0 100,0	1 336,9 100,0	791,3 100,0	232,2 100,0	2 865,8 100,0	11 884,0 100,0

Nota : Le chiffre supérieur de chaque série est le nombre d'observations dans la cellule, le chiffre inférieur est le pourcentage pour la colonne. Toutes les observations ont été réparties entre 10 catégories, soit inconnue ou, s'il s'agit d'une transition entre deux situations : inadmissibilité à l'AC/l'AE; admissibilité selon l'emploi de référence seulement (un emploi); admissibilité si tous les emplois que l'individu a occupés pendant la période de référence sont combinés (emplois multiples).

TABLEAU 24

Transitions au chapitre de l'admissibilité selon l'origine ethnique, cohortes 7, 8 et 9 de l'ECPIE

Admissibilité en vertu de l'AC/l'AE	Origine ethnique autodéclarée			
	Minorité non visible	Minorité visible	Autochtones	Total
Inconnue	181,4 1,9	10,5 1,3	7,1 1,4	199,0 1,8
Inadmissibilité/ Inadmissibilité	1 575,6 16,2	157,4 19,6	96,1 19,1	1 829,0 16,6
Inadmissibilité/ Selon l'emploi de réf.	185,0 1,9	26,5 3,3	7,7 1,5	219,3 2,0
Inadmissibilité/ Selon des emplois mult.	311,0 3,2	13,4 1,7	24,3 4,8	348,6 3,2
Selon l'emploi de réf./ Inadmissibilité	222,0 2,3	9,3 1,2	4,3 0,9	235,6 2,1
Selon l'emploi de réf./ Selon l'emploi de réf.	5 731,8 59,0	483,3 60,0	268,4 53,4	6 483,5 58,8
Selon l'emploi de réf./ Selon des emplois mult.	164,7 1,7	15,4 1,9	6,7 1,3	186,8 1,7
Selon des emplois mult./ Inadmissibilité	52,8 0,5	13,5 1,7	3,1 0,6	69,4 0,6
Selon des emplois mult./ Selon l'emploi de réf.	181,2 1,9	6,1 0,8	5,8 1,2	193,2 1,8
Selon des emplois mult./ Selon des emplois mult.	1 111,8 11,4	69,9 8,7	79,0 15,7	1 260,7 11,4
Total	9 717,3 100,0	805,2 100,0	502,5 100,0	11 025,0 100,0

Nota : Le chiffre supérieur de chaque série est le nombre d'observations dans la cellule, le chiffre inférieur est le pourcentage pour la colonne. Toutes les observations ont été réparties entre 10 catégories, soit inconnue ou, s'il s'agit d'une transition entre deux situations : inadmissibilité à l'AC/l'AE; admissibilité selon l'emploi de référence seulement (un emploi); admissibilité si tous les emplois que l'individu a occupés pendant la période de référence sont combinés (emplois multiples). L'origine ethnique est autodéclarée dans l'ECPIE.

TABLEAU 25

Transitions au chapitre de l'admissibilité (coefficients et erreurs-types), cohortes 7, 8 et 9 de l'ECPIE

	Nouvellement admissibles			Ont cessé d'être admissibles		
	Probit	**Logit**	**dL/dx**	**Probit**	**Logit**	**dL/dx**
Femmes	0,181+ (0,072)	0,405+ (0,158)	0,017 (0,007)	0,216+ (0,098)	0,491+ (0,239)	0,012 (0,006)
Jeunes	0,306* (0,088)	0,634* (0,177)	0,034 (0,012)	0,279~ (0,148)	0,649~ (0,348)	0,019 (0,012)
Plus âgés	-0,129 (0,126)	-0,312 (0,288)	-0,011 (0,010)	0,243 (0,167)	0,571 (0,378)	0,017 (0,014)
Célibataires	0,254* (0,074)	0,553* (0,154)	0,027 (0,008)	-0,100 (0,125)	-0,268 (0,307)	-0,006 (0,007)
Moins que le secondaire	0,013 (0,098)	0,034 (0,212)	0,001 (0,010)	-0,098 (0,161)	-0,255 (0,400)	-0,005 (0,008)
Plus que le secondaire	-0,056 (0,082)	-0,124 (0,179)	-0,005 (0,008)	0,055 (0,118)	0,121 (0,285)	0,003 (0,007)
Minorité visible	0,078 (0,125)	0,146 (0,266)	0,004 (0,018)	-0,111 (0,144)	-0,268 (0,348)	-0,004 (0,009)
Autochtone	0,273 (0,312)	-0,010 (0,009)	0,015 (0,018)	-0,198 (0,215)	-0,529 (0,539)	-0,010 (0,009)

TABLEAU 25 (suite)

Transitions au chapitre de l'admissibilité (coefficients et erreurs-types), cohortes 7, 8 et 9 de l'ECPIE

	Nouvellement admissibles			Ont cessé d'être admissibles		
	Probit	**Logit**	**dL/dx**	**Probit**	**Logit**	**dL/dx**
Terre-Neuve	0,334*	0,643*	0,041	-0,518*	-1,263*	-0,019
	(0,105)	(0,220)	(0,015)	(0,170)	(0,439)	(0,004)
Île-du-Prince-Édouard	0,533*	1,016*	0,077	-0,355+	-0,866+	-0,014
	(0,107)	(0,223)	(0,020)	(0,166)	(0,407)	(0,005)
Nouvelle-Écosse	0,303*	0,585*	0,036	-0,267~	-0,640~	-0,012
	(0,106)	(0,225)	(0,015)	(0,147)	(0,351)	(0,006)
Nouveau-Brunswick	0,204~	0,351	0,022	-0,386+	-0,914+	-0,016
	(0,119)	(0,255)	(0,015)	(0,170)	(0,420)	(0,005)
Québec	0,006	0,001	0,000	-0,292+	-0,703+	-0,015
	(0,112)	(0,244)	(0,011)	(0,141)	(0,347)	(0,006)
Manitoba	-0,014	-0,088	-0,002	-0,093	-0,209	-0,005
	(0,114)	(0,250)	(0,011)	(0,136)	(0,314)	(0,007)
Saskatchewan	-0,007	-0,077	-0,001	-0,483*	-1,217*	-0,018
	(0,120)	(0,258)	(0,011)	(0,165)	(0,412)	(0,005)
Alberta	-0,036	-0,115	-0,004	0,022	0,044	0,001
	(0,110)	(0,240)	(0,010)	(0,128)	(0,297)	(0,008)
Colombie-Britannique	-0,153	-0,365	-0,014	-0,035	-0,081	-0,002
	(0,118)	(0,262)	(0,010)	(0,126)	(0,298)	(0,007)
Territoires du Nord-Ouest	-0,816*	-2,050*	-0,040	—	—	—
	(0,253)	(0,673)	(0,006)	—	—	—
Paramètre d'interception	-1,892*	-3,473*	—	-1,983*	-3,697*	—
	(0,098)	(0,206)	—	(0,178)	(0,438)	—

Nota : Le chiffre supérieur de chaque variable représente le coefficient, le chiffre inférieur l'erreur-type. La signification statistique est représentée par p<0,10 = ~, p<0,05 = +, p<0,01 =*. Les colonnes « dL/dx » représentent les changements dans la probabilité d'admissibilité qui se produisent à mesure que la variable indicative pertinente passe de zéro à un. Les valeurs sont dérivées de la régression probit pertinente (voir la fin de la section 3.3). Les variables du niveau de scolarité sont : moins que le secondaire et plus que le secondaire (c.-à-d. le postsecondaire), le groupe qui a un diplôme d'études secondaires ayant été omis. Les « jeunes » ont moins de 25 ans et les « plus âgés » plus de 55 ans; les célibataires sont les personnes qui n'ont jamais été mariées. L'échantillon des Territoires du Nord-Ouest n'était pas suffisant pour nous permettre de faire des estimations de la régression « ont cessé d'être admissibles ». Dans les catégories d'appartenance à une minorité, on retrouve Autochtones, minorité visible et minorité non visible (groupe omis).

TABLEAU 26
Sommaire des changements dans la durée des prestations, cohortes 7, 8 et 9 de l'ECPIE

Admissible en vertu de l'AC?	Admissible en vertu de l'AE?	Durée de l'AC (semaines)	Durée de l'AE (semaines)	Différence					N
				Moyenne	Min.	25 pct	75 pct	Max.	
Non	Non	0	0	0	0	0	0	0	1 805
Non	Oui, un emploi	0	23,9	23,9	14	19	26	45	290
Non	Oui, emplois mult.	0	29,3	29,3	14	22	34	45	432
Oui, un emploi	Non	30	0	-30	-50	-34	-23	-14	196
Oui, un emploi	Oui, un emploi	39,4	37,8	-1,6	-24	-4	2	23	6 643
Oui, un emploi	Oui, emplois mult.	36,6	29,2	-7,4	-24	-12	-2	23	192
Oui, emplois multiples	Non	23,5	0	-23,5	-40	-27	-19	-16	68
Oui, emplois multiples	Oui, un emploi	31,7	37,1	5,4	-13	1	8	23	313
Oui, emplois multiples	Oui, emplois mult.	31,3	32,4	1,1	-19	-2	4	22	1 704
TOTAL (sauf Non, Non)		35,2	34,9	-0,3	-50	-4	2	45	9 838

Nota : Par « oui » ou « non », on entend l'admissibilité ou l'inadmissibilité aux prestations. « un emploi » signifie que les travailleurs de cette catégorie seraient admissibles en fonction du seul emploi de référence; « emplois multiples » signifie que les travailleurs de cette catégorie cumulent les emplois et ont besoin de plus d'un emploi pour être admissibles aux prestations. Certains travailleurs dans le groupe « un emploi » cumulent les emplois; la durée de leurs prestations est calculée en fonction de tous les emplois, même si l'emploi de référence selon le RE leur permet à lui seul d'être admissibles à l'assurance.

TABLEAU 27

Sommaire des changements dans la durée des prestations, une fois exclu l'effet de la réduction de la durée maximale des prestations, qui est passée de 50 à 45 semaines, cohortes 7, 8 et 9 de l'ECPIE

Admissible en vertu de l'AC?	Admissible en vertu de l'AE?	Durée de l'AC (semaines)	Durée de l'AE (semaines)	Différence					N
				Moyenne	Min.	25 pct	75 pct	Max.	
Non	Oui, un emploi	0	23,9	23,9	14	19	26	50	290
Non	Oui, emplois mult.	0	29,6	29,6	14	22	34	50	432
Oui, un emploi	Non	30	0	-30	-50	-34	-23	-14	196
Oui, un emploi	Oui, un emploi	39,4	38,6	-0,8	-24	-2	2	24	6 643
Oui, un emploi	Oui, emplois mult.	36,6	29,4	-7,2	-24	-12	-2	23	192
Oui, emplois multiples	Non	23,5	0	-23,5	-40	-27	-19	-16	68
Oui, emplois multiples	Oui, un emploi	31,7	37,7	6	-13	2	9	23	313
Oui, emplois multiples	Oui, emplois mult.	31,3	32,8	1,5	-19	-1	4	24	1 704
TOTAL (sauf Non, Non)		35,2	35,6	0,4	-50	-2	2	50	9 838

Nota : Par « oui » ou « non », on entend l'admissibilité ou l'inadmissibilité aux prestations. « un emploi » signifie que les travailleurs de cette catégorie seraient admissibles en fonction du seul emploi de référence; « emplois multiples » signifie que les travailleurs de cette catégorie cumulent les emplois et ont besoin de plus d'un emploi pour être admissibles aux prestations. Certains travailleurs dans le groupe « un emploi » cumulent les emplois; la durée de leurs prestations est calculée en fonction de tous les emplois, même si l'emploi de référence selon le RE leur permet à lui seul d'être admissibles à l'assurance.

TABLEAU 28

Régressions des changements dans la durée des prestations (coefficients et erreurs-types), cohortes 7, 8 et 9 de l'ECPIE

	Changements dans la durée réelle		Changements dans la durée limitée à 50 semaines	
	MCO	**Régression probit ordonnée**	**MCO**	**Régression probit ordonnée**
Femmes	-2,297*	-0,364*	-2,464*	-0,379*
	(0,437)	(0,021)	(0,440)	(0,021)
Jeunes	-0,057	-0,024	-0,338	-0,053~
	(0,847)	(0,032)	(0,852)	(0,032)
Plus âgés	-1,716*	-0,165*	-1,739*	-0,133*
	(0,655)	(0,036)	(0,660)	(0,036)
Célibataires	1,304+	0,112*	1,115+	0,095*
	(0,514)	(0,026)	(0,516)	(0,026)
Moins que le secondaire	0,456	0,055~	0,473	0,049
	(0,599)	(0,031)	(0,600)	(0,031)
Plus que le secondaire	-1,418*	-0,147*	-1,442*	-0,150*
	(0,500)	(0,025)	(0,501)	(0,025)
Minorité visible	0,517	0,078~	0,426	0,043
	(0,738)	(0,042)	(0,732)	(0,042)
Autochtone	0,478	0,039	0,644	0,059
	(1,210)	(0,052)	(1,264)	(0,052)

TABLEAU 28 (suite)

Régressions des changements dans la durée des prestations (coefficients et erreurs-types), cohortes 7, 8 et 9 de l'ECPIE

	Changements dans la durée réelle		Changements dans la durée limitée à 50 semaines	
	MCO	Régression probit ordonnée	MCO	Régression probit ordonnée
Terre-Neuve	0,887 (0,722)	-0,152+ (0,073)	2,516* (0,719)	0,025 (0,073)
Île-du-Prince-Édouard	3,259* (0,823)	0,072 (0,123)	4,628* (0,815)	0,198 (0,123)
Nouvelle-Écosse	0,448 (0,693)	-0,130+ (0,059)	1,486+ (0,694)	0,036 (0,059)
Nouveau-Brunswick	0,379 (0,878)	-0,158* (0,058)	1,504~ (0,894)	-0,001 (0,058)
Québec	-0,915 (0,662)	-0,278* (0,027)	0,157 (0,667)	-0,072* (0,027)
Manitoba	-0,603 (0,666)	-0,081 (0,058)	-0,585 (0,668)	-0,096~ (0,058)
Saskatchewan	-0,448 (0,674)	-0,068 (0,063)	-0,448 (0,679)	-0,064 (0,063)
Alberta	0,290 (0,619)	0,052 (0,037)	-0,019 (0,622)	-0,008 (0,037)
Colombie-Britannique	-0,654 (0,635)	-0,082+ (0,034)	-0,871 (0,638)	-0,123* (0,034)
Territoires du Nord-Ouest	-2,938* (0,971)	-0,528* (0,171)	-1,077 (1,191)	-0,373+ (0,171)
Paramètre d'interception	1,578+ (0,626)		2,078* (0,630)	
Racine carrée	0,027	0,011	0,03	0,01
N	9 797	9 797	9 797	9 797

Nota : Le chiffre supérieur de chaque variable représente le coefficient, le chiffre inférieur l'erreur-type. La signification statistique est représentée par p<0,10 = ~, p<0,05 = +, p<0,01 =*. Les variables du niveau de scolarité sont : moins que le secondaire et plus que le secondaire (c.-à-d. le postsecondaire), le groupe qui a un diplôme d'études secondaires ayant été omis. Les « jeunes » ont moins de 25 ans et les « plus âgés » plus de 55 ans; les célibataires sont les personnes qui n'ont jamais été mariées. Dans les catégories d'appartenance à une minorité, on retrouve Autochtones, minorité visible et minorité non visible (groupe omis).